

UFPR UNIVERSIDADE
FEDERAL DO PARANÁ

**MESTRADO EM DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ**

**RELAÇÃO ENTRE CÂMBIO REAL E AS EXPORTAÇÕES POR
INTENSIDADE TECNOLÓGICA: Uma análise de painel de dados para o
Brasil**

BEATRICE ALINE ZIMMERMANN

CURITIBA – PARANÁ

2012

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
MESTRADO EM DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO

**RELAÇÃO ENTRE CÂMBIO REAL E AS EXPORTAÇÕES POR
INTENSIDADE TECNOLÓGICA: Uma análise de painel de dados para o Brasil**

BEATRICE ALINE ZIMMERMANN

Dissertação apresentada como exigência parcial para conclusão do Mestrado em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná, sob a orientação do Prof. Dr. Jose Gabriel Porcile Meirelles e co-orientação do Prof. Dr. Luciano Nakabashi.

CURITIBA – PARANÁ

2012

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ. SISTEMA DE BIBLIOTECAS.
CATALOGAÇÃO NA FONTE

Zimmermann, Beatrice Aline

Relação entre câmbio real e as exportações por intensidade tecnológica: uma análise de painel de dados para o Brasil / Beatrice Aline Zimmermann. - 2012.
71 f.

Orientador: José Gabriel Porcile Meirelles.

Co-orientador: Luciano Nakabashi.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. Defesa: Curitiba, 2012.

1. Exportação - Brasil. 2. Câmbio. 3. Comércio internacional - Brasil. I. Meirelles, José Gabriel Porcile. II. Nakabashi, Luciano. III. Universidade Federal do Paraná. Setor de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. IV. Título.

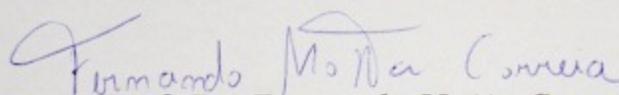
CDD 382.6

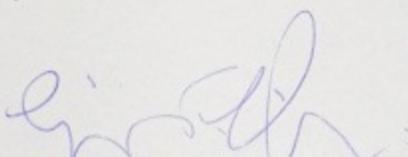
Beatrice Aline Zimmermann

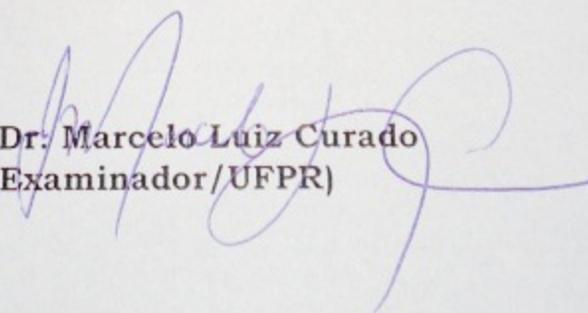
“Relação entre câmbio real e as exportações por intensidade tecnológica: Uma análise de painel de dados para o Brasil”

DISSERTAÇÃO APROVADA COMO REQUISITO PARCIAL PARA OBTENÇÃO DO GRAU DE MESTRA NO PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO DA UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ, PELA SEGUINTE BANCA EXAMINADORA:

**Prof. Dr. José Gabriel Porcile Meirelles
(Orientador/UFPR)**


**Prof. Dr. Fernando Motta Correia
(Presidente/UFPR)**


**Prof. Dr. Gilberto de Assis Libânio
(Examinador/UFMG)**


**Prof. Dr. Marcelo Luiz Curado
(Examinador/UFPR)**

02 de março de 2012

À minha família.

AGRADECIMENTOS

Foram dois anos intensos, de uma jornada dura, mas feliz, que agora chega ao fim.

Agradeço primeiramente à Deus, por estar comigo em todos os momentos de minha vida, inclusive este, o qual sem a Sua presença definitivamente não existiria.

Ao meu pai, Pedro, pelo amor e pelo apoio incondicional, por ser meu alicerce e meu exemplo de vida.

À minha mãe, Eulália (i.m.), pelo seu amor, seus ensinamentos, por ser a grande responsável pela pessoa que sou hoje e por todas as realizações da minha vida.

Aos meus irmãos, Jeferson e Carlos, pela cumplicidade, amizade e solidariedade.

Ao Marcio, pelo encanto, pela parceria, pelos incentivos e pelo suporte ao longo dos anos.

À Rosaly, pelas palavras de apoio.

Às minhas cunhadas, Rhoselly e Débora, pelos conselhos e sugestões.

À minha madrinha, Leane, pelo carinho, pelos estímulos e pela torcida.

Aos meus orientadores, professores Gabriel e Luciano, pelo aprendizado, pelas inspirações e pelo tempo de dedicação e paciência.

Aos professores Maurício Bittencourt, Armando Sampaio, Armando Dalla Costa, Fernando Motta, Marcelo Curado, Flávio Gonçalves, Marco Cavalieri, Adriana Sbicca e Jair Marques, pelas aulas e pela convivência acadêmica.

Aos colegas de turma, em especial à Ariene, Ana Elisa, Helena, Pedro, Aumauri e Gilberto, pelas horas de estudo, de conversas e de descontração nos intervalos.

À Ivone e à Aurea, pelos auxílios ao longo da jornada.

Ao CNPq, por ter oferecido condições financeiras para a realização do curso.

E, por fim, a todos que de forma direta ou indireta ao longo de minha vida influenciaram-me a tomar decisões que me trouxeram até aqui.

RELAÇÃO ENTRE CÂMBIO REAL E AS EXPORTAÇÕES POR INTENSIDADE TECNOLÓGICA: UMA ANÁLISE DE PAINEL DE DADOS PARA O BRASIL

Autor: Beatrice Aline Zimmermann

Orientador: Jose Gabriel Porcile Meirelles

Co-orientador: Luciano Nakabashi

RESUMO

A taxa real de câmbio (TRC) alcançou nos últimos anos papel de destaque nas análises econômicas de crescimento. Uma das mais destacadas via de relação entre taxa de câmbio e crescimento abordada pela literatura estruturalista é o caminho via pauta de exportações e estrutura produtiva. Segundo esse argumento, a TRC, desde que tenha uma relação mais intensa com os bens de maior teor tecnológico, é capaz de gerar incentivos à transformação da pauta de exportação nessa direção. Essa modificação, por fim, levaria à consolidação de tais setores na estrutura produtiva, efetivando dessa forma uma autêntica mudança estrutural. Tendo em mente tais relações entre TRC, exportações, estrutura produtiva e crescimento, o presente trabalho buscará analisar a primeira dessas relações, ou seja, entre a taxa de câmbio real e o resultado das exportações brasileiras por intensidade tecnológica no período de 1985-2007. A análise realizada indica que a TCR do período foi uma variável importante na alteração da estrutura da pauta exportadora, entretanto que os incentivos não foram somente nessa direção. Este último resultado decorre do fato de os bens de menor teor tecnológico também terem sofrido influência positiva da TCR.

Palavras-Chave: Câmbio Real; Exportações Setoriais; Intensidade Tecnológica; Brasil.

RELATIONSHIP BETWEEN REAL EXCHANGE RATE AND EXPORTS BY TECHNOLOGY INTENSITY: A PANEL DATA ANALYSIS FOR BRAZIL

ABSTRACT

During the last years the real exchange rate (RER) has played an important role in economics analysis. One of the most relevant way of interaction between RER and economic growth pointed by the Structuralist school is through export basket and production structure. By this argument, RER is able to induce the export basket to move toward range of products with a higher technological content, if, of course, it is strongly correlated with this kind of product. In the end, this change results in the consolidation of this sector in the production structure of economy, leading to an authentic structural change. Having in mind the relations among real exchange rate, exports, production structure and growth, this work seeks to analyze the first one of them, i.e, the relation between RER and the Brazilian exports by technological content during the period of 1985-2007. The results point that RER of this period was favorable to the change of export basket, however the incentives have not been only in this direction, since the less technological goods were positively influenced too.

Key-Words: Exchange Rate; Sectoral Export; Technological Content; Brazil.

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	1
1 REFERENCIAL TEÓRICO	3
1.1 MODELOS GRAVITACIONAIS: RESENHA.....	10
2 COMÉRCIO INTERNACIONAL BRASILEIRO: 1985-2007	12
3 DADOS E METODOLOGIA	17
3.1 DADOS	17
3.2 METODOLOGIA	18
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	26
4.1 PERÍODO 1985-2007	26
4.2 COMPARAÇÃO: 1991-1998 V.S. 1999-2007.....	40
5 CONCLUSÃO	61
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	64
ANEXOS	66

LISTA DE TABELAS

TABELA 1. Exportações brasileiras de bens classificados como Recursos Naturais: 1985-2007	29
TABELA 2. Exportações brasileiras de bens classificados como Intensivos em Escala: 1985-2007	31
TABELA 3. Exportações brasileiras de bens classificados como Intensivos em Trabalho: 1985-2007.....	33
TABELA 4. Exportações brasileiras de bens classificados como Baseados em Ciência: 1985-2007	35
TABELA 5. Exportações brasileiras de bens classificados como Diferenciados: 1985-2007	37
TABELA 6. Resumo resultados: 1985-2007.....	38
TABELA 7. Exportações brasileiras de bens classificados como Recursos Naturais: 1991-1998	42
TABELA 8. Exportações brasileiras de bens classificados como Recursos Naturais: 1999-2007	43
TABELA 9. Exportações brasileiras de bens classificados como Intensivos em Escala: 1991-1998	46
TABELA 10. Exportações brasileiras de bens classificados como Intensivos em Escala: 1999-2007.....	47
TABELA 11. Exportações brasileiras de bens classificados como Intensivos em Trabalho: 1991-1998.....	49
TABELA 12. Exportações brasileiras de bens classificados como Intensivos em Trabalho: 1999-2007.....	50
TABELA 13. Exportações brasileiras de bens classificados como Baseados em Ciência: 1991-1998.....	52
TABELA 14. Exportações brasileiras de bens classificados como Baseados em Ciência: 1999-2007	53

TABELA 15. Exportações brasileiras de bens classificados como Diferenciados: 1991-1998.....	55
TABELA 16. Exportações brasileiras de bens classificados como Diferenciados: 1999-2007.....	56
TABELA 17. Resumo resultados para a taxa de câmbio: 1991-1998 VS 1999-2007 .	58

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1. Exportações (fator agregado) - % sobre o Total Geral - 1964 a 2008 ...	14
GRÁFICO 2. Brasil, percentual exportado, segundo a intensidade tecnológica.....	14
GRÁFICO 3. Brasil, exportações (milhão US\$-constante 2005), segundo a intensidade tecnológica.	15
GRÁFICO 4. Brasil, evolução da taxa de câmbio – 1980 a 2008.	16
GRÁFICO 5. Brasil, evolução da taxa de câmbio – média móvel – 1984 a 2008.	16
GRÁFICO 6. Brasil: evolução dos termos de troca, 1990 - 2010.	60

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1. Relação entre TCR, Exportação e Estrutura Produtiva.....	10
FIGURA 2. Países que compõem os blocos parceiros comerciais do Brasil	18

TABELAS EM ANEXO

TABELA 1. Testes de raiz unitária em painel de dados: 1985-2007.....	66
TABELA 2. Teste de cointegração em painel de Pedroni: 1985-2007	66
TABELA 3. Testes de Multicolinearidade, Heterocedasticidade e Autocorrelação: 1985- 2007	67
TABELA 4. Testes de raiz unitária em painel de dados: 1991-1998	67
TABELA 5. Teste de cointegração em painel de Pedroni: 1991-1998	68
TABELA 6. Testes de Multicolinearidade, Heterocedasticidade e Autocorrelação: 1991-1998	68
TABELA 7. Testes de raiz unitária em painel de dados: 1999-2007	69
TABELA 8. Teste de cointegração em painel de Pedroni: 1999-2007	70
TABELA 9. Testes de Multicolinearidade, Heterocedasticidade e Autocorrelação: 1999-2007	71
TABELA 10. Teste de Wald de comparação entre segmentos dos coeficientes da TRC: 1985-2007	71
TABELA 11. Teste de Wald de comparação entre segmentos dos coeficientes do PIB: 1985-2007	71
TABELA 12. Teste de Wald de comparação entre períodos dos coeficientes da TRC: 1991-1998 VS 1999-2007.....	71

INTRODUÇÃO

A taxa real de câmbio (TRC) tem alcançado nos últimos anos papel de destaque nos estudos voltados ao tema do crescimento. Conforme colocam Bastourre, Espora e Casanova (2011), em períodos recentes, muitos trabalhos empíricos têm avançado na apresentação de evidências da existência de uma relação positiva entre a TRC e o desempenho das economias em termos de crescimento.

Desde a década de 1990, através do que ficou conhecido na literatura como “Consenso de Washington” (CW), a questão da relação entre câmbio real e crescimento econômico já ganhava relevância nos estudos acadêmicos voltados a esse tema. Nesse período, a noção que se disseminou era a de que apreciações cambiais eram nocivas ao crescimento, e que depreciações, apesar de não prejudiciais, não colaboravam para tal objetivo (BERG e MIAO, 2010).

Contudo, mais recentemente surgiram argumentos e evidências empíricas que corroboram a ideia de que depreciações cambiais não só não são nocivas ao crescimento, como são propulsoras dele. Rodrik (2008), por exemplo, trabalhando com dados de uma amostra total de 188 países, ao longo do período de 1950 a 2004, e utilizando diversas medidas de câmbio real e especificações econométricas, encontra que a depreciação cambial beneficia o crescimento, principalmente das economias em desenvolvimento. Berg e Miao (2010), analisando os argumentos do Consenso de Washington e os de Rodrik (2008), também encontram evidências da existência de uma relação positiva entre depreciação da taxa de câmbio e crescimento econômico. Ainda nessa temática pode se citar o trabalho de Aguirre e Calderón (2005), que numa análise para 60 países ao longo do período de 1965 a 2003, encontram que o desalinhamento da TRC afeta o crescimento de forma não linear. Os autores evidenciam que câmbio apreciado ou demasiadamente depreciado prejudica o desempenho econômico. Contudo, um câmbio moderadamente depreciado o impulsiona.

Dessa forma, considerando a relação existente entre crescimento e câmbio, surge a questão de quais são os canais pelos quais essa interação ocorre. Segundo

Bastourre, Espora e Casanova (2011), existem pelo menos três grandes vias de ligação entre taxa de câmbio depreciada e crescimento: o comércio (exportação), a diversificação das exportações e o investimento agregado e sua composição setorial, sendo todos bastante relacionados. Especificamente à relação TRC-Exportações, o que se tem em termos teóricos são dois tipos de efeitos: os estáticos e os dinâmicos. Em termos estáticos, os modelos tradicionais de comércio internacional salientam que a relação depreciação da TRC e o aumento das exportações se dá via preços, considerando que a condição de Marshall-Lerner seja satisfeita. Contudo, além desses efeitos estáticos, existem ainda os dinâmicos que surgem, conforme os argumentos estruturalistas, quando alterações no volume e na pauta de exportação levam a um processo de diversificação da estrutura produtiva e a uma alteração da composição setorial do investimento agregado (BASTOURRE, ESPORA E CASANOVA, 2011). Sendo assim, a TRC desempenha um papel relevante no processo de mudança estrutural, pois é capaz de gerar incentivos ao direcionamento da estrutura de produção para bens mais dinâmicos (no âmbito do grau de intensidade tecnológica) e, portanto, mais competitivos em termos internacionais.

Tendo em mente tais efeitos dinâmicos citados acima, o presente trabalho busca analisar a relação entre a taxa de câmbio real e o resultado das exportações brasileiras por intensidade tecnológica no período de 1985-2007. Tal análise tem por objetivo verificar como a TCR afetou os diferentes ramos tecnológicos da economia em termos de suas exportações, com a hipótese de que se ela tiver afetado de forma mais efetiva os segmentos dinâmicos (em termos da intensidade tecnológica) tal resultado seria uma evidência a favor dessa "estratégia" de câmbio, pois, conforme defende a teoria estruturalista, ela estaria levando a economia na direção "certa" em termos de estrutura produtiva.

Além desta introdução, o trabalho se organiza da seguinte maneira: a seção 1 trás o referencial teórico que fundamenta a análise empírica; na seção 2 é promovida uma contextualização do cenário do comércio exterior brasileiro ao longo do período em análise; na seção 3 é exposta a metodologia e os dados utilizados; a seção 4 trás os resultados empíricos e suas interpretações; e, na seção 5, são expostas as conclusões.

1 REFERENCIAL TEÓRICO

A questão da relevância das exportações para o desempenho econômico de um país é tema bastante abordado na literatura de crescimento. Segundo, Jones e Olken (2005) e Jhonson et al (2007), nenhuma economia no período pós-guerra conseguiu crescer de forma efetiva e sustentável sem aumentar de maneira relevante suas exportações, sobretudo de bens manufaturados.

De acordo com Thirlwall (2005), analisando o crescimento a partir da observação da demanda agregada, de todos os componentes que a compõem, são as exportações que efetivamente possuem papel determinante no desempenho econômico. Os demais componentes da demanda também participam desse processo, entretanto, não com a mesma importância.

Segundo o autor, as exportações se diferenciam dos demais componentes em três principais pontos. Primeiro, elas constituem o único componente efetivamente independente da demanda autônoma de um sistema econômico, no sentido de a demanda provir literalmente de fora do país. Segundo, são elas as únicas capazes de custear a elevação das importações advinda do crescimento de longo prazo, dado que todos os outros componentes da demanda agregada têm em si algum conteúdo de importações. Dessa forma, quando a receita das exportações não existe para custear tais conteúdos, a demanda precisa ser reprimida. E por último, as exportações, ao possibilitarem a aquisição de bens importados, acabam por impulsionar o crescimento econômico via a ampliação das possibilidades de produção domésticas, uma vez que alguns dos bens essenciais ao crescimento dos setores nacionais não são produzidos internamente.

Além dessa forma mais geral de relação advinda da demanda agregada, existe ainda a relação entre exportações e crescimento efetivada através da diversificação da estrutura produtiva, e aqui cabe um esclarecimento quanto ao termo “diversificação”. Na literatura estruturalista, por seus argumentos basearem-se em uma classificação dos países em centro e periferia, a expressão “diversificar” está relacionada à mudança de uma estrutura produtiva focada em poucos bens de baixa tecnologia (característica dos

países classificados como periferia), para uma onde diversos bens são produzidos com a utilização de processos de maior grau tecnológico (característica dos países centro). Ou seja, a palavra diversificação está diretamente relacionada à questão da intensidade tecnológica envolvida na produção. Dessa forma, ela deve ser interpretada como uma ampliação geral da pauta de exportação e da estrutura de produção, contudo, primordialmente, como uma ampliação na direção de bens mais intensivos em tecnologia.

Tendo esclarecido essa questão, a conexão entre exportações e crescimento que se dá via estrutura produtiva se efetiva, especificamente, através da diversificação dessa estrutura.

Elucidando, primeiramente, a segunda parte dessa relação, ou seja, a ligação entre a diversificação da estrutura produtiva e o crescimento, o que se tem, de acordo com as formulações de Prebisch (1949), é que diversificar a estrutura de produção é desejável, porque os bens manufaturados possuem maior elasticidade-renda da demanda por exportações. Sendo assim, suas demandas aumentam mais do que a demanda dos bens primários (que possuem baixa elasticidade-renda) conforme a renda externa aumenta. Dessa maneira, à medida que a economia mundial se desenvolve, maiores são os ingressos que o país absorve quando possui uma estrutura diversificada. Tal argumento também é exposto no trabalho de Cimoli et al. (2009), no qual os autores defendem que as elasticidades-renda da demanda por exportações dependem do padrão de especialização da estrutura produtiva da economia.

Além disso, segundo argumento de Bastourre, Espora e Casanova (2011), a diversificação é benéfica para o crescimento, porque o desenvolvimento de setores mais intensivos em tecnologia pode levar a ganhos dinâmicos de produtividade, advindos de vantagens via economias de escala e de efeitos de aprendizagem. Adicionalmente, segundo os autores, ela ainda poderia conduzir ao aproveitamento da geração de cadeias de insumos e externalidades entre as diversas indústrias e empresas.

Em termos empíricos, a ligação entre diversificação e crescimento já foi abordada de diferentes formas. Agosin (2007), por exemplo, assumindo que países

caracterizados por estruturas de produção diversificadas são capazes de registrar aumentos significativamente maiores nas exportações (e conseqüentemente no produto) do que aqueles concentrados em uma gama reduzida de bens, através da comparação da experiência de crescimento dos países do leste asiático e dos da América Latina, observou que economias posicionadas atrás da fronteira tecnológica diminuem tal diferença através da imitação e da adaptação de bens manufaturados já existentes, ou seja, diversificando sua estrutura.

De forma equivalente, os trabalhos de Hausmann e Rodrik (2003) e Hausmann et al. (2006) também evidenciam a relevância da diversificação. Para eles, o principal fator impulsionador do crescimento é a diversificação através de investimentos em novas atividades. Os autores argumentam que, se os empreendedores que enfrentam os riscos da criação de um novo produto forem bem sucedidos, então, através da difusão da informação, os lucros serão socializados e ampliados.

Passando agora à primeira parte da relação aqui abordada, ou seja, para a ligação entre exportações e diversificação da estrutura produtiva, o que se tem, segundo Agosin (2007), é que a diversificação da estrutura de produção ocorre através da adição de novos produtos à pauta de exportação. Mais precisamente, conforme argumento do relatório da Cepal (2006), a diversificação da pauta de exportação culmina na diversificação da estrutura de produção, quando os novos setores exportadores tornam-se competitivos internacionalmente e se consolidam no mercado externo. Krugman (1987) também defende proposição semelhante. Para o autor, fatores que permitem que novos setores exportadores acumulem experiência e conhecimento na produção, fazem com que esses ramos se consolidem no comércio internacional e, por fim, na estrutura produtiva.

Dessa forma, observa-se que a ligação entre diversificação da pauta de exportação e diversificação da estrutura produtiva é condicionada a fatores que permitam à estrutura exportadora modificada consolidar-se no mercado externo. Sendo assim, no âmbito da relação entre exportações e diversificação, duas questões precisam ser respondidas. A primeira refere-se a como os incentivos à alteração da

pauta de exportação podem ser gerados, e a segunda a como, considerando que tal mudança tenha se efetivado, os incentivos à sua consolidação frente ao mercado internacional são criados.

Como resposta a essas questões, diversos instrumentos de política econômica podem ser utilizados de maneira a produzir os incentivos adequados à alteração e consolidação da pauta de exportações. Entretanto, dentre esses diversos mecanismos, a taxa real de câmbio vem recebendo nos últimos anos atenção especial.

De acordo com o relatório Cepal (2006), existem no mínimo dois meios pelos quais um aumento da TRC afeta o desempenho exportador de um país. O primeiro deles se relaciona a sua capacidade de aumentar o retorno da atividade exportadora e, portanto, gerar tanto incentivos ao incremento das exportações já existentes como ao surgimento de outros bens exportáveis (inclusive de maior valor agregado). O segundo se refere à questão de que esses incentivos permitem que os ganhos de produtividade alcançados (advindos das economias de escala que se tornam mais preponderantes e do aprendizado que tal experiência proporciona) conduzam à consolidação dos setores exportadores no mercado internacional.

Krugman (1987) também argumenta nessa mesma direção. O autor defende que um aumento da TRC pode gerar efeitos permanentes sobre a produtividade relativa e sobre o padrão de especialização. Sendo assim, para ele, uma depreciação da TRC incentiva o surgimento de novos setores e o ato de produzir nesses setores permite acumular experiência e conhecimento, o quê, por fim, resulta em redução de custos e consolidação do padrão de produção no comércio internacional.

Em termos empíricos, o trabalho de Cimoli, Fleitas e Porcile (2011) trás evidências dessa relação. Os autores tratam da ligação entre a TRC, estrutura produtiva e crescimento econômico de longo prazo da economia. Eles testam duas hipóteses, a primeira de que taxas de câmbio reais mais elevadas (depreciadas) levam à ampliação das exportações e a uma mudança na composição delas, e a segunda de que a mudança na estrutura da pauta de exportação afeta a taxa de crescimento de longo prazo via alteração da estrutura produtiva.

Analisando o primeiro desses pontos, os autores concluem, através de um painel de dados avaliado com diferentes especificações e medidas de concentração da pauta, que a estrutura exportadora responde positivamente à TRC mais altas, entretanto, encontram que a volatilidade excessiva da TCR afeta negativamente a diversificação da pauta. Ainda sobre essa questão, os autores inferem que o processo de acumulação de capital físico e de capital humano aumenta as exportações, e que o fato de um país possuir dotação de recursos naturais não necessariamente implica em menor diversificação. Sobre a segunda hipótese, os autores encontram resultados que indicam que existe uma relação positiva entre a diversificação da pauta de exportações e o crescimento econômico de longo prazo.

Entretanto, cabe ressaltar que, como evidenciado no trabalho de Cimoli, Fleitas e Porcile (2011), o grau de influencia de uma TRC alta sobre a ampliação e a diversificação das exportações depende de fatores que vão além da política cambial. Conforme Bastourre, Espora e Casanova (2011) argumentam, fatores relacionados ao tamanho do mercado são essenciais para que um aumento na TRC gere incentivos à ampliação das exportações e à transformação da estrutura produtiva. Segundo eles o acesso a financiamento, as características do mercado de trabalho e a capacidade da economia de absorver novas tecnologias¹ são elementos-chave do cenário.

Além disso, segundo os autores outro fator importante para a efetivação dessa relação é a volatilidade da TRC². Se a volatilidade da TCR for elevada, os incentivos ao investimento em setores exportadores (tanto nos já existentes quanto na criação de novos) serão reduzidos, dado que suas taxas de rentabilidade são condicionadas ao câmbio e sua maior variabilidade gera maior nível de incerteza.

Feito essas ressalvas e considerando a relação entre exportação, estrutura produtiva e crescimento econômico, o que se tem, conforme Bastourre, Espora e Casanova (2011), é que uma taxa de câmbio real desvalorizada só será benéfica para o

¹ Sobre a relação da capacidade de absorção de novas tecnologias e o aumento da TRC, consultar Cimoli (1992).

² Como evidenciado no trabalho de Cimoli, Fleitas e Porcile (2011). Com relação aos países em desenvolvimento, o trabalho de Rocha, Curado e Damiani (2011) a relação entre volatilidade cambial e crescimento.

crescimento quando impulsionar os setores de bens comercializáveis da economia. Além disso, de acordo com os argumentos estruturalistas apresentados acima, ela será ainda mais efetiva sobre o crescimento quando afetar de forma relevante os bens comercializáveis mais intensivos em tecnologia.

Em termos empíricos, diversas maneiras de verificar a relação entre TRC e exportações são utilizadas. Uma das formas mais difundidas é a verificação da elasticidade-câmbio das exportações agregadas. Nesse caso, conforme Bastourre, Espora e Casanova (2011), são estimadas equações reduzidas envolvendo a relação entre exportações e uma medida de câmbio multilateral e, em algumas ocasiões, medidas de desalinhamento (em relação a algum padrão de equilíbrio) da taxa de câmbio. Exemplos desses procedimentos são os trabalhos de Arndt e Huemer (2004) e Jongwanich (2009).

Arndt e Huemer (2004) encontram, analisando a região asiática no período de 1989 a 2002, que os efeitos de um câmbio desvalorizado sobre as exportações e, portanto, sobre o crescimento, tendem a diminuir quando parcela considerável de suas importações se concentra em máquinas e equipamentos. Já Jongwanich (2009), estudando oito países da Ásia, no período de 1995 a 2008, encontra evidência de que existe uma relação positiva entre o nível da TRC e as exportações desses países. Além disso, o autor encontra para várias dessas economias uma relação negativa entre o desalinhamento cambial e o comércio internacional, indicando que não só grandes apreciações são prejudiciais ao crescimento como também grandes depreciações.

Outra forma de se verificar a relação entre câmbio e exportações é através de modelos de equações gravitacionais. Tais modelos trabalham com relações bilaterais, incluindo características específicas do comércio que se desejam analisar. Exemplos de trabalhos dessa ordem são Mann e Plück (2007), Bittencourt, Larson e Thompson (2007), Colacelli (2008) e Berthou (2008).

Bittencourt, Larson e Thompson (2007), por exemplo, investigam através de uma equação gravitacional, os efeitos da volatilidade da taxa de câmbio real bilateral entre os países do Mercosul sobre o comércio internacional setorial brasileiro. Além das exportações totais bilaterais, a análise utiliza os resultados desagregados por cada

um dos seguintes setores: agricultura, pecuária, químicos, manufaturados- mineração e óleo. De forma geral, os resultados do estudo mostram que a volatilidade da taxa de câmbio entre o Brasil e seus parceiros afeta negativamente as exportações setoriais, entretanto a magnitude desse efeito varia entre os diferentes setores analisados. Além disso, o estudo verifica que existe uma relação negativa entre a volatilidade da taxa real de câmbio bilateral dos países parceiros sobre o resultado exportador dos setores brasileiros, efeito chamado pelos autores de “*third country*”.

Já o trabalho de Colacelli (2008) investiga como a relação TRC e exportações varia em função do nível de desenvolvimento do país exportador e do tipo de bem exportado. Para isso, o autor utiliza uma amostra de comércio bilateral entre 136 países e divide os bens comercializados entre diferenciados e homogêneos. Seus resultados indicam que a elasticidade-câmbio é maior em países de alta renda do que em economias em desenvolvimento e, ainda, que os setores produtores de bens diferenciados apresentam maiores elasticidades-câmbio do que os produtores de bens homogêneos.

Da mesma forma, em Berthou (2008) também são utilizados dados de comércio bilateral. No entanto, o autor busca verificar como varia a relação câmbio-exportações em função das características do país consumidor (destino) das exportações. O trabalho analisa 20 países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e 52 países em desenvolvimento. Como principais resultados o autor evidencia que a elasticidade-câmbio tende a diminuir quando o país consumidor tem instituições de baixa qualidade, quando está distante geograficamente e ainda quando os tramites aduaneiros não são eficientes em ambos os países. O autor ainda chama atenção para o fato de que esses resultados seriam consistentes com a existência de histerese da TRC sobre o comércio, como já sugerido por Baldwin e Krugman (1989).

Portanto, de acordo com o exposto acima, a taxa de câmbio se mostra uma variável capaz de afetar o desempenho econômico de um país, e um dos principais meios dessa interação são as exportações.

FIGURA 1. Relação entre TCR, Exportação e Estrutura Produtiva



Fonte: Elaboração Própria

Em suma, como apresentado na Figura 1, uma taxa de câmbio competitiva leva a um aumento no volume exportado de forma geral e, assim, gera incentivos a criação de novos bens exportáveis que conduzem à transformação da pauta de exportação, culminando em alterações da estrutura produtiva e, por fim, em maior crescimento.

Considerando tais relações, torna-se interessante analisar se a taxa de câmbio brasileira, nos últimos anos, tem afetado mais os setores intensivos em tecnologia ou não. Para tanto será utilizado aqui a abordagem das equações gravitacionais, que enfatizam as especificidades dos países no resultado do comércio e possibilitam análises desagregadas mais tratáveis.

1.1 MODELOS GRAVITACIONAIS: RESENHA

Os modelos gravitacionais aplicados aos estudos econômicos derivam do modelo gravitacional originário da física. Conforme colocam Piermartini e Teh (2005), após a equação básica da teoria sobre a atração entre dois corpos ter sido desenvolvida por Isaac Newton, a aplicação de tal conceito não se restringiu às áreas da física, tendo, nos anos 1960, alcançado os estudos econômicos. Esses modelos têm

como cerne a relação entre dois corpos derivada de suas massas e de sua distância. Tal conceito foi trazido para a análise econômica por Tinbergen (1962).

Segundo Piermartini e Teh (2005), dentre os modelos aplicados às análises econômicas dos fluxos internacionais, o gravitacional pode ser considerado um dos mais amplamente usados e aceitos. De forma específica, os modelos gravitacionais de comércio internacional colocam que o resultado da interação comercial entre dois países (análogo à atração entre dois corpos na teoria de Newton) é diretamente proporcional aos seus tamanhos (equivalente à massa ao quadrado dos corpos na equação da física) e inversamente proporcional aos custos de comércio entre eles (a recíproca da distância ao quadrado do modelo original).

Como proxies para o tamanho das economias geralmente são utilizadas as informações de PIB, e para os custos de comércio, a distância entre os países. Conforme Leusin Jr. E Azevedo (2008, p.3) o modelo gravitacional mais geral de comércio pode ser expresso pela seguinte equação:

$$\ln X_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i + \beta_2 \ln \left(\frac{Y_i}{N_i} \right) + \beta_3 \ln Y_j + \beta_4 \ln \left(\frac{Y_j}{N_j} \right) + \beta_5 \ln \text{Dist}_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

Onde:

X_{ij} : comércio bilateral, país i e j;

Y_{ij} : PIB dos países i e j;

N_{ij} : população dos países i e j;

Dist_{ij} : distância entre os países i e j;

ε_{ij} : distúrbio.

Como observa Azevedo (2004), espera-se que os coeficientes associados aos indicadores de PIB sejam positivos, pois é razoável considerar que quanto maior o país, maior seja a gama de bens disponível para o comércio e o montante gasto com o consumo de bens importados. Já o coeficiente da variável distância é esperado ser negativo, dado que ela é uma *proxy* para os custos do comércio.

Em termos teóricos, quando os modelos gravitacionais começaram a ser aplicados em estudos na área das ciências econômicas, sua utilização não apresentava nenhuma correspondência clara com os postulados das teorias econômicas de comércio internacional. Contudo, Deardorff (1998), em seu trabalho analisando o comércio bilateral sob a ótica do mundo neoclássico, demonstra que é possível derivar o modelo gravitacional a partir do modelo de Heckscher-Ohlin de comércio. Além dele, Bergstrand (1985) e Helpman (1987) também demonstraram que o modelo gravitacional pode ser derivado de modelos de comércio em concorrência imperfeita³.

Sendo assim, tais trabalhos trazem argumentos teóricos que mostram a relação positiva entre o resultado comercial e o tamanho dos países envolvidos, e a relação negativa desse fluxo com a distância entre as economias, de forma a dar sustentabilidade teórica às predições dos modelos gravitacionais.

Por último, cabe colocar ainda que, conforme expõem Leusin Jr. e Azevedo (2008), ao longo dos anos foram adicionados ao modelo gravitacional geral de comércio alguns aprimoramentos, objetivando aumentar o seu poder explicativo. Com essa finalidade, variáveis qualitativas sobre os países foram inseridas, de forma a permitir captar a parcela do resultado comercial advinda das especificidades dos países envolvidos na transação.

Tendo feito essa breve resenha sobre os modelos gravitacionais, passa-se para o delineamento da situação do comércio internacional do Brasil nas últimas três décadas.

2 COMÉRCIO INTERNACIONAL BRASILEIRO: 1985-2007

Observando a evolução das exportações do Brasil por fator agregado, ao longo das últimas três décadas (Gráfico 1), verifica-se que a pauta de exportação da economia nacional sofreu alterações em sua composição. Como apresenta o Gráfico 1, considerando o período como um todo, percebe-se que os produtos manufaturados

³ Contudo, como exposto por Deardorff (1998) e também por Evenett e Keller (2002), não é necessário explicitar um modelo teórico de comércio para se derivar o modelo gravitacional.

preponderaram no total das exportações ao longo desses anos. Entretanto, fica claro que em termos relativos, após o ano 2000 os bens básicos ganharam participação em detrimento, principalmente, das manufaturas. Tal tendência se acentua ainda mais após o ano de 2006⁴.

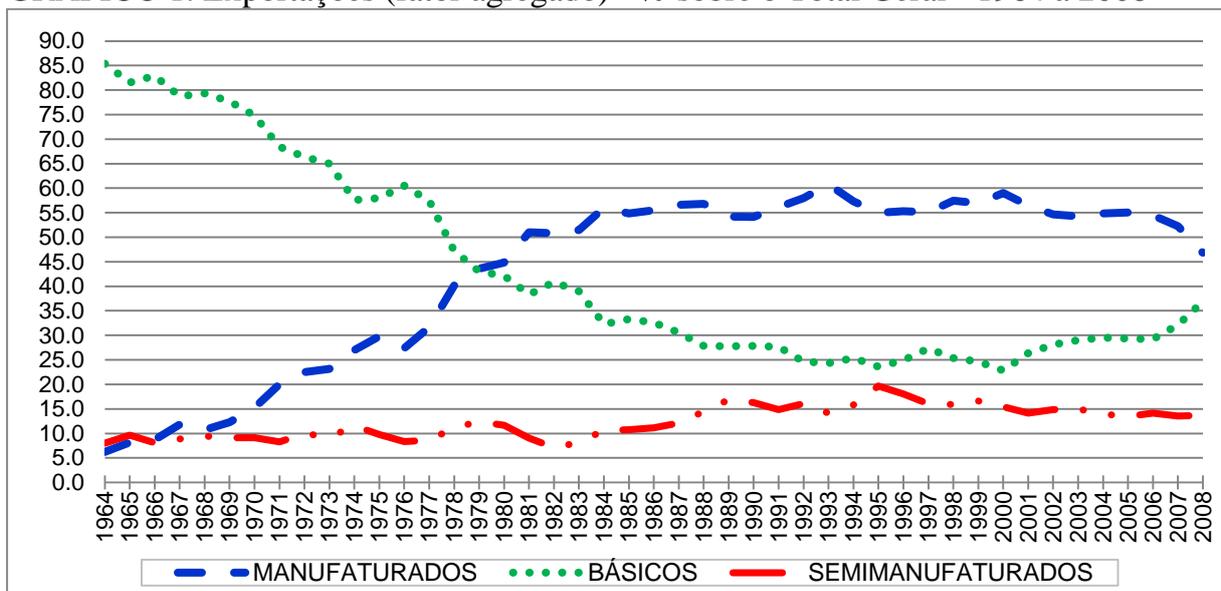
Observando o resultado exportador do Brasil ao longo da série através da agregação das exportações segundo a intensidade tecnológica⁵ (Gráficos 2 e 3), percebe-se que, após o ano 2000, os produtos de menor teor tecnológico voltaram a ganhar participação nas exportações nacionais, enquanto que os mais dinâmicos, de maneira geral, perderam. Constata-se ainda, pelo Gráfico 2, que os bens intensivos em escala passaram de uma participação no total das exportações de 42%, em 1999, para uma de 46,2%, em 2007. Em termos do volume exportado (Gráfico 3), pode-se verificar que as vendas de bens classificados na categoria de recursos naturais passaram de 17 milhões em 1999 para 39 milhões em 2007, sendo que até então o país mantinha uma média de 16 milhões comercializados a cada ano.

A observação desses dados levanta a questão: se o câmbio afetou essa trajetória de especialização da pauta de exportação, como é que essa relação ocorreu? A resposta a essa questão é o principal objetivo do presente estudo.

⁴ Mais recentemente, inclusive, os dados de comércio exterior brasileiro demonstram a inversão de importância entre bens básicos e manufaturados (MIDIC, 2011).

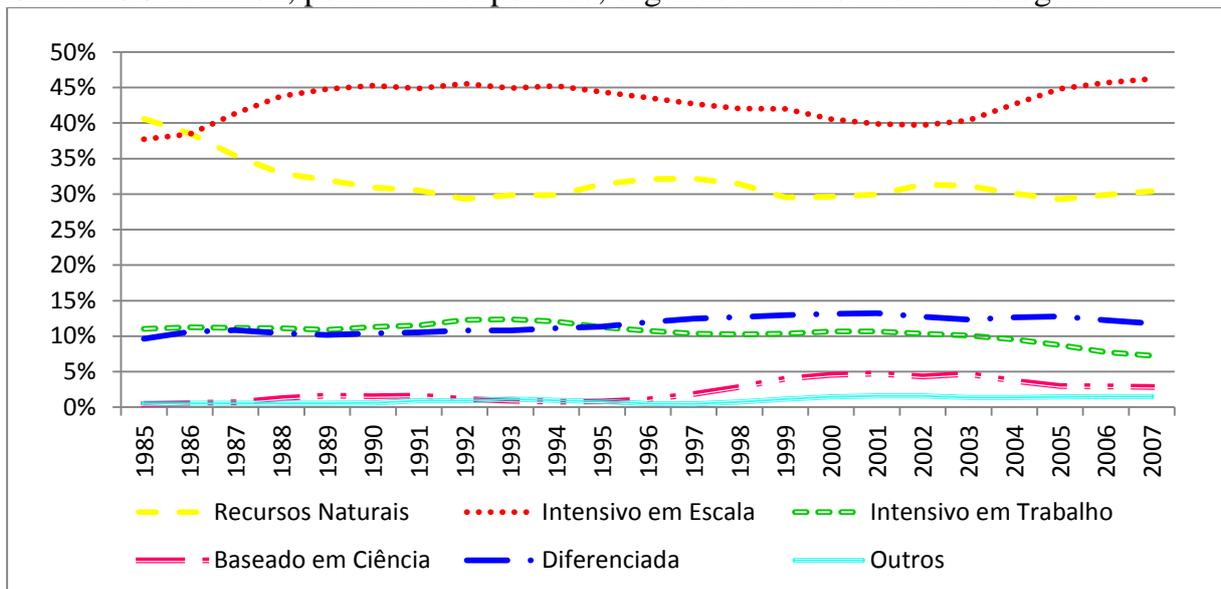
⁵ Utilizando para isso a metodologia adotada por Nakabashi et al (2008), baseada na classificação dos segmentos da economia da OCDE. Nela, de acordo com a intensidade tecnológica, as exportações brasileiras foram classificadas em cinco segmentos: (1) recursos naturais; (2) trabalho; (3) escala; (4) diferenciação; e (5) ciência.

GRÁFICO 1. Exportações (fator agregado) - % sobre o Total Geral - 1964 a 2008



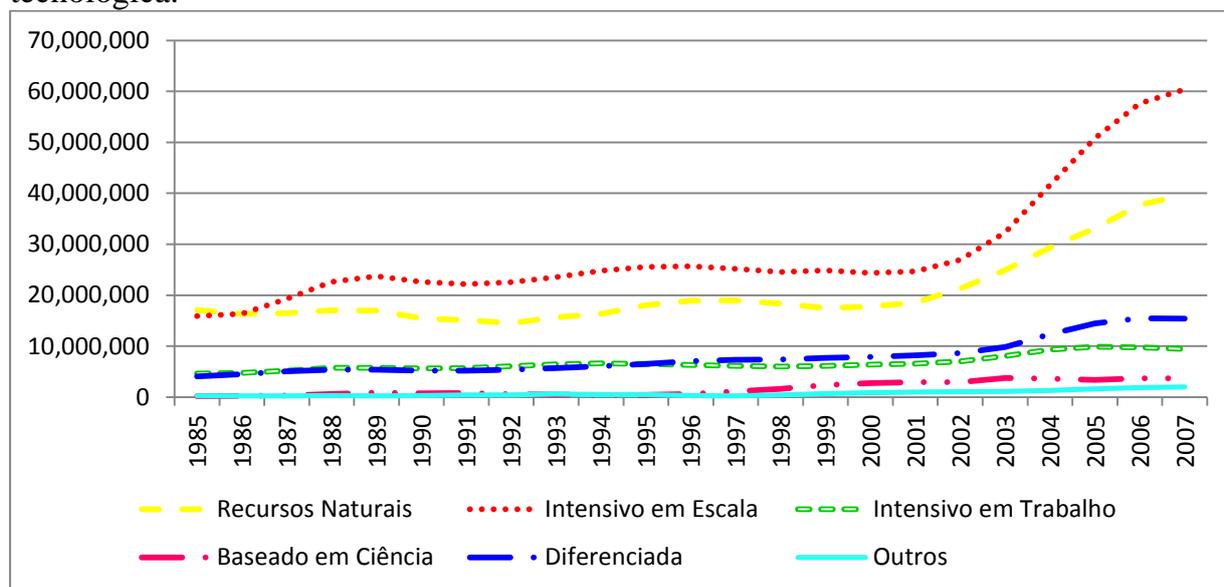
Fonte e elaboração: MDIC/SECEX.

GRÁFICO 2. Brasil, percentual exportado, segundo a intensidade tecnológica.



Fonte: TradeCan (2009)
 Elaboração Própria com base nos dados do TradeCan.

GRÁFICO 3. Brasil, exportações (milhão US\$-constante 2005), segundo a intensidade tecnológica.



Fonte: TradeCan (2009).

Elaboração Própria com base nos dados do TradeCan.

O Gráfico 4 apresenta as séries de dados de câmbio real efetivo para o Brasil no período de 1980 a 2008. Como se percebe, a série é bastante irregular. Entretanto, é possível identificar dois subperíodos com padrões claros da taxa de câmbio. O primeiro ocorre entre 1982 e 1990 e o segundo entre 1999⁶ e 2007.

Apesar de os dois subperíodos se caracterizarem pela moeda depreciada, as consequências para as exportações dos diferentes setores aparentam ter sido distintas. No primeiro período, constata-se pelas séries apresentadas no Gráfico 1, que os bens manufaturados e semimanufaturados foram os que ganharam participação na pauta. Já no segundo, os Gráficos 2 e 3 mostram que os bens que obtiveram maior participação foram os menos intensivos em tecnologia.

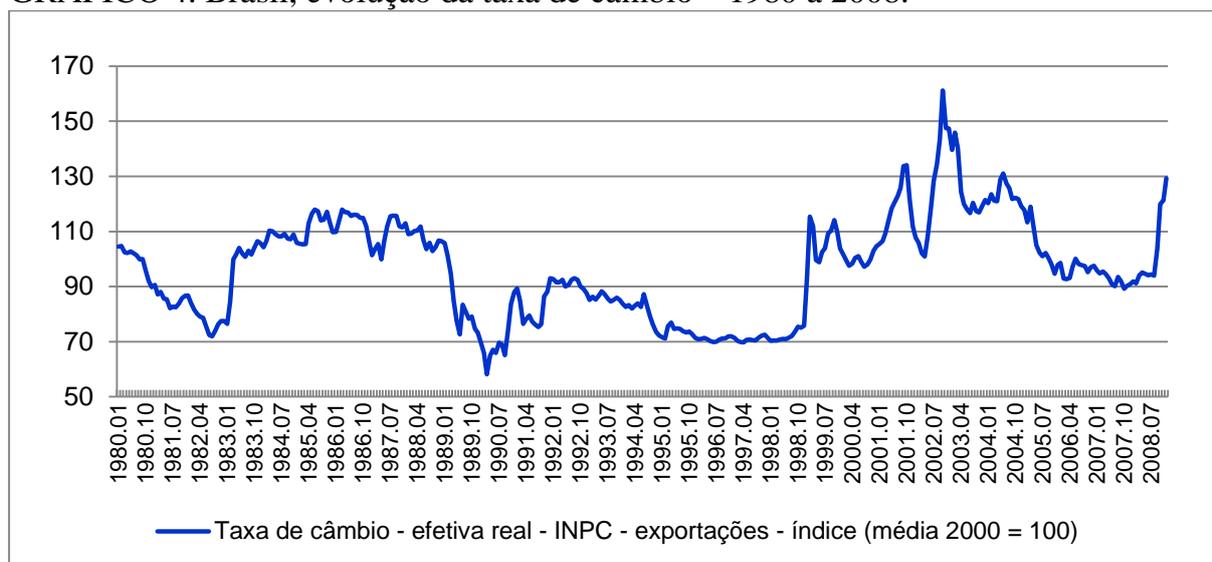
Além desses dois subperíodos, outro fato chama a atenção ao se observar a série de câmbio. Conforme se pode notar pelo Gráfico 5, entre 1999 e 2004, a taxa de câmbio real média esteve bastante acima da apresentada no resto do período. Nesse

⁶ Em 1999, em decorrência da alteração da política cambial brasileira para o regime de câmbio flutuante e dada a situação do mercado nacional e internacional da época, a moeda nacional se depreciou vertiginosamente (GREMAND et al., 2002).

intervalo a média da TCR foi de 116,5 frente a uma de 96,2 observada no período como um todo. Já no subperíodo de menores taxas (1991 a 1998), a média foi de 77,5.

Sendo assim, torna-se interessante verificar como as exportações setoriais foram afetadas nesses períodos caracterizados por diferentes patamares de taxa de câmbio. Especificamente, surge a seguinte questão: o câmbio tem efeitos semelhantes sobre as exportações em períodos de apreciação e depreciação cambial?

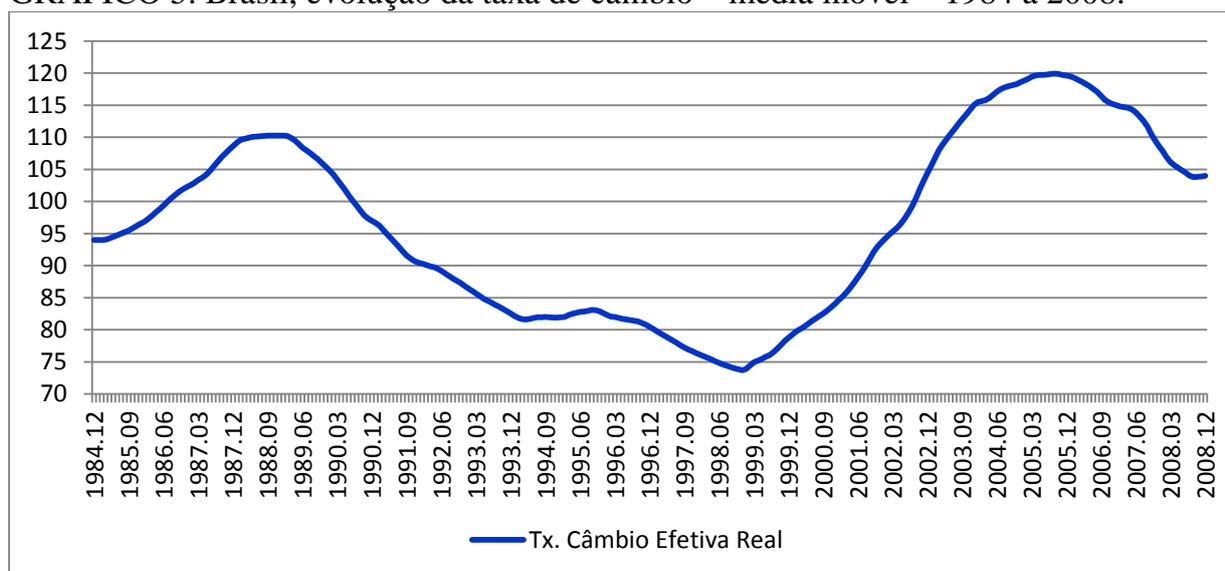
GRÁFICO 4. Brasil, evolução da taxa de câmbio – 1980 a 2008.



Fonte: IPEA

Elaboração Própria com base nos dados do IPEA.

GRÁFICO 5. Brasil, evolução da taxa de câmbio – média móvel – 1984 a 2008.



Fonte: IPEA

Elaboração Própria com base nos dados do IPEA.

FIGURA 2. Países que compõem os blocos parceiros comerciais do Brasil

Bloco	Países
América do Norte (AN)	Canadá, EUA
Europa Ocidental (EO)	Áustria, Bélgica, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Islândia, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Holanda, Noruega, Portugal, Espanha, Suécia, Suíça, Reino Unido
Outros Industrializados (OI)	Austrália, Israel, Japão, Nova Zelândia
África (Af)	Argélia, Egito, Quênia, Malawi, Maurício, Marrocos, Senegal, Tunísia
Ásia em Desenvolvimento (AsD)	China, Chipre, Hong Kong, Índia, Indonésia, Jordânia, Coreia do Sul, Macau, Malásia, Nepal, Omã, Paquistão, Filipinas, Catar, Arábia Saudita, Singapura, Síria, Tailândia, Turquia
América em Desenvolvimento (AmD)	Argentina, Barbados, Bolívia, Chile, Colômbia, Costa Rica, Republica Dominicana, Equador, El Salvador, Granada, Guatemala, Honduras, Jamaica, México, Nicarágua, Panamá, Paraguai, Peru, Santa Lúcia, Trinidad e Tobago, Uruguai, Venezuela

Elaboração Própria com base nos dados do TradeCan (2009)

Todos os dados foram obtidos para o período de 1985-2007. No mais, as séries foram deflacionadas, tendo como ano base 2005.

3.2 METODOLOGIA

Conforme descrito na seção 1.1, os modelos gravitacionais são bastante difundidos na análise de comércio internacional, devido à sua aplicabilidade e coerência com diferentes teorias sobre o tema. Além disso, sua formulação básica (equação 1) permite a inclusão de outras variáveis que se julgue relevante em cada caso analisado. Dessa forma, o estudo aqui proposto fará uso da seguinte equação gravitacional⁸ para avaliar a relação entre taxa de câmbio real e as exportações setoriais,

$$\ln X_{b,j,t}^g = \beta_b^g + \beta_1^g \ln RER_{b,j,t} + \beta_2^g \ln Y_{b,t} Y_{j,t} + \beta_3^g \ln POP_{b,t} POP_{j,t} + \beta_4^g Dst_{bj}^2 + \varepsilon_{bj,t}^g \quad (2)$$

⁸ Modelo semelhante foi utilizado por Bittencourt, Larson e Thompson (2007).

Onde:

- $X_{bj,t}^g$ = Exportações do Brasil para o bloco j de bens do segmento g no tempo t,
- $RER_{bj,t}$ = Taxa de câmbio real bilateral entre o Brasil e o bloco j no tempo t,
- $Y_{b,t}$ = PIB real do Brasil no tempo t,
- $Y_{j,t}$ = PIB real do bloco j no tempo t,
- $POP_{b,t}$ = População do Brasil no tempo t,
- $POP_{j,t}$ = População do bloco j no tempo t,
- Dst_{bj} = Distância entre o Brasil e o bloco j.

Espera-se que o coeficiente da variável $Y_{b,t}Y_{j,t}$ seja positivo, na medida em que se supõe que os bens exportados são normais, ou seja, possuem elasticidade-renda da demanda positiva.

Pode-se assumir que a variável $POP_{b,t}POP_{j,t}$ (produto das populações dos dois países no período t) provoque uma diminuição do comércio conforme a população de ambos cresce. Isso por que, desde que a demanda interna por produção doméstica cresça, existirá uma redução natural da quantidade disponível para comércio. Logo, espera-se que o coeficiente dessa variável seja negativo.

A variável Dst_{bj} representa uma *proxy* para os custos de transação e deve, portanto, apresentar uma relação negativa com o resultado exportador.

Os termos referentes ao PIB e à população estão de forma multiplicativa e a distância está elevada ao quadrado para seguir de forma mais próxima a formulação original das equações gravitacionais⁹.

O sobrescrito *g* denota os segmentos de bens exportados de acordo com a classificação por intensidade tecnológica envolvida na produção deles. Para tal separação foi utilizada a metodologia aplicada por Nakabashi et al (2008), baseada na classificação dos segmentos da economia da OCDE. Desse modo, de acordo com a

⁹ "A força de atração gravitacional entre dois corpos de massas M e m é diretamente proporcional ao produto de suas massas e inversamente proporcional ao quadrado da distância que os separa." (OBSERVATÓRIO NACIONAL, 2011).

intensidade tecnológica, as exportações bilaterais brasileiras foram classificadas em cinco segmentos: (1) recursos naturais; (2) trabalho; (3) escala; (4) diferenciação; e (5) ciência.

Como colocado por Nassif (2006, p. 22):

[...] nas indústrias com tecnologias intensivas em recursos naturais, o principal fator competitivo é o acesso a recursos naturais abundantes existentes no país; nas intensivas em trabalho, o mais relevante é a disponibilidade de mão-de-obra de baixa e média qualificação com custos relativos reduzidos em relação a outros países; nos setores intensivos em escala, as plantas produtivas são caracterizadas por indivisibilidades tecnológicas e, por isso mesmo, o principal fator de competitividade é a possibilidade de explorar ganhos por produzir em grande escala; nos setores com tecnologia diferenciada, os bens são fabricados para atender a diferentes padrões de demanda; e nas indústrias *sciencebased*, o principal fator competitivo é a rápida aplicação da pesquisa científica às tecnologias industriais.

Dessa forma, são cinco os segmentos analisados: intensivo em recursos naturais (RN), intensivo em trabalho (IntTrb), intensivo em escala (IntEsc), diferenciado (Df) e baseado em ciência (BC). Além disso, conforme a definição acima, tem-se a seguinte separação por nível tecnológico:

- Baixo: Recursos Naturais, Intensivo em Trabalho;
- Médio: intensivo em Escala;
- Alto: Diferenciada e Baseado em Ciência.

A taxa de câmbio real foi calculada da mesma forma que em Rodrik (2008) e Cimoli, Fleitas e Porcile (2011), ou seja, através da divisão da variável XRAT¹⁰ (PWT) pela variável P (PWT), o fator de conversão da PPP.

$$RER_{i,t} = \frac{XRAT_{i,t}}{P_{i,t}} \quad (3)$$

¹⁰ A unidade da variável XRAT é moeda nacional por dólar americano.

Onde i denota o país para o qual o cálculo está sendo realizado e t o ano. Para se encontrar a taxa de câmbio real dos j blocos foi feita a média das RER_i , dos países pertencentes a cada bloco.

$$RER_{j,t} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} RER_{i,t}}{n_j} \quad (4)$$

Para encontrar o câmbio real bilateral entre o Brasil e os j blocos, foi efetuada a divisão das taxas de câmbio real de cada bloco pela taxa de câmbio real brasileira.

$$RER_{bj,t} = \frac{RER_{j,t}}{RER_{b,t}} \quad (5)$$

Onde b é o subscrito que caracteriza o Brasil.

Os valores do PIB dos i países foram derivados através da multiplicação da variável PIB *per capita* (RGDPL) do país i no tempo t pela população (POP) do país i no tempo t .

$$Y_{i,t} = RGDPL_{i,t} * POP_{i,t} \quad (6)$$

Por fim, o PIB dos j blocos são resultado da soma dos n PIB contidos em cada bloco.

$$Y_{j,t} = \sum_{i=1}^{n_j} (Y_{i,t}) \quad (7)$$

A população de cada bloco no tempo t é a soma das populações dos i países que o compõem.

$$POP_{j,t} = \sum_{i=1}^{n_j} (POP_{i,t}) \quad (8)$$

As coordenadas geográficas dos j blocos foram calculadas com base na distância de grande círculo de cada bloco, ou seja, pela média das latitudes e longitude (transformadas em quilômetros) dos países pertencentes a cada bloco j .

$$Dst_j^{lat} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} Dst_i^{lat}}{n_j} \quad (9)$$

$$Dst_j^{long} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} Dst_i^{long}}{n_j} \quad (10)$$

Onde, Dst_j^{lat} é a distância em termos de latitude do bloco j , e Dst_j^{long} é a distância em termos de longitude. Feito isso, a distância entre o Brasil e cada um dos blocos foi obtida através da fórmula de distância euclidiana.

$$Dst_{b,j} = \sqrt{(Dst_b^{lat} - Dst_j^{lat})^2 + (Dst_b^{long} - Dst_j^{long})^2} \quad (11)$$

Para estimar a equação foi adotado o procedimento de painel de dados. Conforme Bittencourt, Larson e Thompson (2007), as vantagens do painel de dados estão da obtenção de estimativas mais confiáveis, na minimização do problema de multicolinearidade, no maior número de graus de liberdade, além de permitir a inclusão da variável câmbio que não poderia ser adotada em um modelo de análise *cross-section*.

Tendo optado pelo modelo de dados em painel, testes específicos a essa modelagem foram efetuados. O primeiro deles foi verificar se as séries são

estacionárias, aplicando, para isso, o teste de raiz unitária para painel de dados¹¹. Tais testes foram efetuados com a inclusão de efeitos fixos, dado que em princípio não há razão para acreditar que os interceptos são os mesmos para todos os blocos. Conforme expõem Rocha e Barbi (2009), para pequenas amostras os testes de estacionariedade tradicionais têm pouco poder diante da proposição de quase estacionariedade das hipóteses alternativas. Entretanto, tal problema é minimizado pela análise em painel, dado que o emprego desse método aumenta o número de observações.

A partir da análise do resultado do teste de estacionariedade, o segundo teste aplicado foi o de cointegração em painel de Pedroni (1999). Esse procedimento testa a hipótese nula de não cointegração. São sete os testes de Pedroni, quatro baseados na dimensão *within* (apresentados como testes de cointegração em painel) e três na dimensão *between* (apresentados como testes de cointegração em painel em grupo). As categorias "painel" e "grupo" possuem a mesma hipótese nula de não cointegração ($\rho_i < 1$ para todo i , sendo ρ_i o coeficiente autorregressivo dos resíduos estimados sob a hipótese alternativa). A diferença entre as duas reside na especificação da hipótese alternativa: para as estatísticas de "painel" é $\rho_i = 1$, para todo i ; e para as estatísticas de "grupo" é $\rho_i < 1$, para todo i .

Além dos procedimentos acima citados, também foram realizados testes para detectar a presença de multicolinearidade, heterocedasticidade e autocorrelação. Para verificar a presença de multicolinearidade foi utilizado o Fator de Inflação da Variância (FIV). A questão da heterocedasticidade foi avaliada pelo teste de Breusch-Pagan. Já para a detecção da autocorrelação foi aplicado o teste de Arellano e Bond, que testa a hipótese nula de que não há no painel de dados autocorrelação de primeira ordem.

Nos casos em que foram detectados problemas de autocorrelação foi utilizado o método de Cochrane-Orcutt a partir da transformação de Prais-Winsten. Conforme Greene (2008), a transformação de Prais-Winsten corrige os problemas de autocorrelação e heterocedasticidade em painel de dados.

¹¹ Todos os testes de raiz unitária para painel de dados apresentados são baseados em algum tipo de regressão Dickey Fuller.

Além de Prais-Winsten, outros seis métodos de estimação foram aplicados. O primeiro deles é o “*pooled regression*” que utiliza Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para estimar os parâmetros sem considerar a diferença entre espaço e tempo. Nesse caso, em algumas das regressões, é preciso atentar para limitações devido a questões de endogeneidade.

O segundo é uma regressão de dados em painel com efeitos fixos (estimado por Mínimos Quadrados com Variáveis *Dummy* - LSDV). Nesse método, as especificidades dos indivíduos (os blocos nesse caso) são capturadas pelo termo constante. O terceiro método também é de painel de dados, entretanto com efeitos aleatórios, estimado por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG). Nele as especificidades individuais são incorporadas ao termo de erro. Considerando esses dois métodos, Hausman (1978) desenvolveu um teste para a identificação do processo mais eficiente. Em tal teste é verificada a hipótese nula de que a diferença entre os coeficientes estimados por efeitos fixos e aleatórios não são sistemáticas.

Ainda sobre as regressões em painel, foram feitos testes de endogeneidade. Para isso, foi utilizado o teste Durbin-Wu-Hausman, procedimento recomendado por Davidson e Mackinnon (1993). No caso de detecção da presença de tal problema, Hausman (1983) sugere a utilização das variáveis em questão defasadas como variáveis instrumentais para corrigir a endogeneidade.

No caso do uso de instrumentos para corrigir a endogeneidade, dois métodos são bastante difundidos: o método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E); e o Método dos Momentos Generalizados (GMM). Por o MQ2E ser mais amplo do que o GMM, conforme Cangussu, Salvato e Nakabashi (2010), esse foi o método adotado nas estimações. Portanto a quarta regressão é estimada por MQ2E.

A quinta regressão refere-se ao painel com efeitos fixos utilizando variáveis instrumentais. Por fim, o sexto método de estimação utilizado foi o de Mínimos Quadrados Generalizados em Dois Estágios (MQG2E), ou seja, é a regressão com efeitos aleatórios utilizando variáveis instrumentais.

Adicionalmente, para as regressões que incluem instrumentos, foram feitos testes referentes as suas capacidades estatísticas (testes de Sargan, Kleibergen-Paap e Cragg-Donald Wald).

Buscando verificar o efeito do câmbio sobre as exportações dos diferentes segmentos (segundo a classificação de intensidade tecnológica), todas as regressões descritas acima foram estimadas para cada um dos cinco setores. Além disso, objetivando uma melhor qualificação dessa relação, foram feitas estimações para três períodos diferentes:

- Período Completo: 1985-2007
- Subperíodo 2: 1991-1998
- Subperíodo 3: 1999-2007

Os dois subperíodos foram definidos com base nos Gráficos 4 e 5, ou seja, objetivam permitir comparar os efeitos do câmbio sobre as exportações dos setores em um período de relativa apreciação com os de um período de relativa depreciação, além de permitir levar em conta a mudança de regime cambial ocorrida em 1999.

Cabe colocar, ainda, que os resultados apresentados para o período completo foram comparados com resultados obtidos de estimações a partir do ano de 1994, buscando verificar se alterações relevantes na relação entre os diversos setores e variáveis ocorreriam ao desconsiderar as diversas mudanças ocorridas nas políticas econômicas do período de 1985 a 1994. Como não se verificou modificações importantes das relações, optou-se por utilizar para a análise aqui desenvolvida os dados da série completa de dados.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 PERÍODO 1985-2007

Avaliando o período que compreende os anos de 1985 a 2007, verifica-se pelo teste de raiz unitária (apresentado na Tabela 1 em anexo), que cinco das séries são integradas de ordem um, ou seja, são não estacionárias. Nessa tabela, os dados destacados são os valores-p superiores a 10%, que expressam que a hipótese nula de presença de raiz unitária é rejeitada apenas em valores de significância menores que 0,1.

Tendo observado a ausência de estacionariedade em todas as variáveis explicativas e em duas das variáveis dependentes (exportações de bem intensivos em recursos naturais e exportações de bens baseados em ciência), o passo seguinte foi verificar se existe uma relação de cointegração entre essas séries¹², ou seja, se os erros obtidos através da regressão sem correção da não estacionariedade são integrados de ordem zero. O teste de cointegração aplicado foi o de Pedroni e seus resultados são apresentados na Tabela 2 do anexo. Verifica-se, pelos resultados apresentados nessa tabela, que as séries não são cointegradas. Dessa maneira, para evitar a armadilha da regressão espúria, as estimações foram realizadas com as variáveis em primeira diferença¹³ (GREENE, 2008).

Quanto às questões específicas às regressões (Tabela 3 apresentada no anexo), testes de multicolinearidade (VIF), heterocedasticidade (Breusch-Pagan) e autocorrelação (Arellano-Bond) foram efetuados para cada um dos cinco painéis (um para cada segmento tecnológico). Os resultados indicam que todas as regressões apresentam heterocedasticidade, sendo que o painel do segmento Baseado em Ciência

¹² O teste foi aplicado apenas para as regressões que possuem a variável dependente não estacionária, pois, de acordo com Greene (2008), se duas séries são integradas de ordem diferentes, então a combinação linear delas será integrada à maior das duas ordens.

¹³ Testes de raiz unitária em primeira diferença indicaram a estacionariedade dessas séries sob essa diferenciação.

apresenta também autocorrelação. A questão da multicolinearidade não se mostra relevante em nenhum dos casos.

As tabelas de resultados (1-5) se estruturam de forma idêntica para todos as análises. A coluna (1) reporta a “*Pooled regression*” (MQO), onde a heterogeneidade de cada bloco não é levada em consideração. Na coluna (2) são apresentadas as estimações por efeitos fixos, que captura a especificidade de cada bloco no termo constante. Os resultados do método de efeitos aleatórios são reportados na coluna (3). Os parâmetros estimados por mínimos quadrados com variáveis instrumentais são exibidos na coluna (4). Na coluna (5) estão os resultados dos parâmetros estimados por efeitos fixos e variáveis instrumentalizadas e, por fim, a coluna (6) apresenta os resultados do método de efeitos aleatórios com o uso de variáveis instrumentais. Nos casos em que a autocorrelação foi identificada como problema, a tabela de resultados contém ainda uma sétima coluna com os resultados estimados pelo método de Prais-Winsten.

Considerando as observações feitas acima, a seguir são apresentados os resultados das análises de regressão para cada um dos segmentos tecnológicos no período de 1985 a 2007.

Primeiramente, para as exportações do setor intensivo em recursos naturais (Tabela 1), percebe-se pela estatística F (que testa a hipótese de que todas as *dummies* são conjuntamente iguais a zero) que o método de efeitos fixos é mais adequado do que o MQO para a avaliação desse setor no período de 1985 a 2007. Na comparação entre o método de efeitos fixos e o de efeitos aleatórios, o teste de Hausman (1978) indica que o de efeitos randômicos é o mais apropriado.

No que se refere à endogeneidade, o teste de Durbin-Wu-Hausman sugere que tanto a variável câmbio real quanto a de produto são endógenas. Dessa forma, o passo seguinte foi aplicar o método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios com variáveis instrumentais (MQ2E efeitos fixos e aleatórios). Para isso, foram utilizadas como instrumentos as próprias variáveis defasadas, conforme sugerido por Hausman (1983). Observando os teste F e Hausman (1978) dessas estimações, percebe-se que, em comparação com o método apresentado em (4) na Tabela 1, a regressão com o

emprego do método de efeitos fixos é a mais adequada, mas que na comparação deste com o de efeitos randômicos, este último é o mais recomendado. Cabe colocar ainda que, por a equação ser exatamente identificada, o teste de Sargan não é apresentado. Entretanto, o teste de Kleibergen-Paap rejeita a hipótese nula de subidentificação e o teste de Cragg-Donald Wald, referente à força do instrumento, rejeita a hipótese nula de que o instrumento é fraco a 15%¹⁴.

Tendo feito tais considerações sobre o painel de dados referente à categoria de bens classificados como recursos naturais, passa-se agora para a análise de seus resultados (Tabela 1).

Em quatro dos seis métodos utilizados, a variável Câmbio apresentou coeficientes positivos e significativos a 1%, sendo que os resultados apresentados na coluna 6 são os mais adequados para a avaliação do segmento¹⁵, de forma que maior atenção será dada a eles. Sendo assim, verifica-se que um aumento de um ponto percentual na taxa de câmbio real eleva em 0,2 ponto percentual a taxa de crescimento das exportações brasileiras de recursos naturais. No que se refere ao PIB, em todos os métodos o coeficiente foi positivo e estatisticamente significativo a, no mínimo, 5%.

Considerando os resultados da regressão (6), observa-se que um aumento de um ponto percentual no crescimento da massa de PIB (produto do PIB brasileiro com o de cada um de seus parceiros) eleva em 6,8 pontos percentuais a taxa de crescimento das exportações desse segmento. Dessa forma, a variável PIB é a que mais afeta o resultado exportador brasileiro de bens classificados como intensivos em recursos naturais.

A variável População apresentou coeficientes de diferentes magnitudes para os diferentes métodos, entretanto, todos com sinal negativo (como esperado). Pelos resultados apresentados na coluna (6), percebe-se que, quando o crescimento da população dos países em comércio aumenta em um ponto percentual, uma redução de 0,02 ponto percentual ocorre na taxa de crescimento das exportações brasileiras de bens intensivos em recursos naturais.

¹⁴ O teste de Cragg-Donald Wald tem valores críticos para quatro categorias 10%, 15%, 20% e 25%.

¹⁵ Considerando os resultados dos testes anteriormente comentados.

TABELA 1. Exportações brasileiras de bens classificados como Recursos Naturais: 1985-2007

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ΔLnRER	-0.0718604 (0.0661558)	0.0989598 (0.035518)***	0.097761 (0.035449)***	-0.0144677 (0.127496)	0.203581 (0.0429752)***	0.2014103 (0.0426397)***
ΔLnYY	3.350854 (1.232291)***	2.655788 (0.975814)***	2.657763 (2.657763)***	13.95396 (4.87393)***	6.763674 (2.882988)**	6.830362 (2.867218)**
ΔLnPOP	-0.141377 (0.0164640)***	-0.056759 (0.014270)***	-0.057367 (0.013837)***	-0.120379 (0.023975)***	-0.022640 (0.012807)*	-0.0236201 (0.012568)*
Distância ²	-0.00042 (0.0001)***	-	-	-0.0002498 (0.0001388)*	-	-
C	26.1463 (0.6677604)***	22.95092 (0.385123)***	22.96649 (0.581282)***	24.56731 (1.04684)***	21.88954 (0.4681338)***	21.9104 (0.630308)***
N	132	132	132	126	126	126
R ² (overall)	0.5964	0.4739	0.4749	0.4122	0.2305	0.2367
R ² (within)	-	0.5579	0.5579	-	0.5214	0.5567
R ² (between)	-	0.5261	0.5257	-	0.4799	0.4916
F ^a	-	36.39	-	-	100.15	-
Prob > F	-	0.0008	-	-	0.0000	-
Hausman ^b	-	0.938538	-	-	0.252399	-
Prob > X ²	-	0.8161	-	-	0.9687	-
Endog. ΔLnRER^c	-	6.787	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0092	-	-	-	-
Endog. ΔLnYY^c	-	4.143	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0418	-	-	-	-

Fonte: Elaboração Própria

Notas: Regressões: (1) Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), robusto. (2) Mínimos Quadrados Variável *Dummy* (LSDV), robusto. (3) Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), robusto. (4) Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), robusto. (5) Efeitos Fixos com a utilização de variáveis instrumentais. (6) Mínimos Quadrados Generalizados em Dois Estágios (MQG2E). ΔLnRER é a primeira diferença do logaritmo natural do câmbio real bilateral, ΔLnYY é a primeira diferença do logaritmo natural do produto dos PIB do Brasil e de cada bloco, ΔLnPOP é a primeira diferença do logaritmo natural do produto das populações do Brasil e de cada bloco, Distância² é a distância entre o Brasil e cada um dos blocos elevada ao quadrado e C é a constante. *** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%.^a O teste F testa a hipótese que todas as variáveis *dummies* sejam iguais a zero, ou seja, MQO e efeitos fixos são consistentes, mas efeitos fixos é preferível. ^b Teste para Efeitos Fixos versus Efeitos Aleatórios: sob H₀, painel com efeitos aleatórios é eficiente. A rejeição de H₀ implica que o método de efeitos fixos seja mais eficiente que efeitos aleatórios. ^c Teste de Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade: sob H₀, a regressão por MQO é consistente, ou seja, não há presença de endogeneidade.

O fator Distância, inserido somente nas regressões que não controlam para a heterogeneidade (dado sua forma fixa no tempo que impede a aplicação do método de efeitos fixos na sua presença), aparece afetando negativamente as exportações desse segmento, entretanto sua magnitude é pequena.

Cabe ressaltar ainda que, apesar de a última regressão reportada na Tabela 1 ser a mais indicada pelos testes para a análise desse setor, as demais regressões apresentam intuições interessantes. No caso das variáveis PIB e População, nota-se que suas magnitudes diminuem quando se inclui as heterogeneidades na análise (comparação das colunas (1) - (2) e (4) - (5)). Isso é uma indicação de que outros fatores relacionados às especificidades de cada bloco são responsáveis por parte do quê, na coluna (1) e (4), está sendo capturado nas variáveis PIB e População.

Passando para a avaliação do setor de bens intensivos em escala, dado o indício de presença de endogeneidade e do fato de a regressão com efeitos aleatórios, considerando os testes realizados, ser a mais indicada, o melhor método de estimação é aquele em que os resultados são apresentados na coluna (6) da Tabela 2.

No que se refere à endogeneidade, novamente o teste de Sargan não é calculado devido à exata identificação da equação. O teste de Kleibergen-Paap rejeita a hipótese nula de subidentificação e o teste de Cragg-Donald Wald rejeita a hipótese nula de que o instrumento é fraco a 15%.

Em relação aos coeficientes, para esse setor a variável câmbio só apresentou valores significativos nos dois últimos métodos. Pela avaliação dos resultados apresentados na coluna (6), percebe-se que uma elevação de 1 ponto percentual no crescimento do câmbio reflete em um aumento de 0,09 ponto percentual no crescimento do volume exportado de bens intensivos em escala, proporção expressivamente menor do que o encontrado para os bens classificados em recursos naturais.

TABELA 2. Exportações brasileiras de bens classificados como Intensivos em Escala: 1985-2007

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ΔLnRER	-0.1471384 (0.0961769)	0.010221 (0.028791)	0.008398 (0.030297)	-0.1012599 (0.1743303)	0.098766 (0.0417549)**	0.0972766 (0.0416305)**
ΔLnYY	3.062443 (1.737926)*	2.503023 (1.021533)**	2.501524 (0.973490)**	14.13606 (6.544192)**	8.171411 (2.80112)***	8.210011 (2.796423)***
ΔLnPOP	-0.123938 (0.021176)***	-0.036029 (0.011121)***	-0.037025 (0.010898)***	-0.101211 (0.027857)***	0.003838 (0.012443)	0.0031155 (0.0123315)
Distância ²	-0.0003337 (0.0001272)***	-	-	-0.0001546 (0.0001651)	-	-
C	25.7629 (0.8126741)***	22.67479 (0.303983)***	22.70066 (0.504983)***	24.08438 (1.162047)***	21.36211 (0.4548402)***	21.3782 (0.7253699)***
N	132	132	132	126	126	126
R ² (overall)	0.3014	0.2423	0.2438	0.1796	0.0098	0.0113
R ² (within)	-	0.2818	0.2817	-	0.2732	0.3441
R ² (between)	-	0.3165	0.3155	-	0.0296	0.0251
F ^a	-	14.27	-	-	256.39	-
Prob > F	-	0.0069	-	-	0.0000	-
Hausman ^b	-	5.988266	-	-	0.133433	-
Prob > X ²	-	0.1122	-	-	0.9875	-
Endog. ΔLnRER^c	-	5.866	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0154	-	-	-	-
Endog. ΔLnYY^c	-	4.143	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0418	-	-	-	-

Fonte: Elaboração Própria

Notas: Regressões: (1) Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), robusto. (2) Mínimos Quadrados Variável *Dummy* (LSDV), robusto. (3) Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), robusto. (4) Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), robusto. (5) Efeitos Fixos com a utilização de variáveis instrumentais. (6) Mínimos Quadrados Generalizados em Dois Estágios (MQG2E). ΔLnRER é a primeira diferença do logaritmo natural do câmbio real bilateral, ΔLnYY é a primeira diferença do logaritmo natural do produto dos PIB do Brasil e de cada bloco, ΔLnPOP é a primeira diferença do logaritmo natural do produto das populações do Brasil e de cada bloco, Distância² é a distância entre o Brasil e cada um dos blocos elevada ao quadrado e C é a constante. *** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%.^a O teste F testa a hipótese que todas as variáveis *dummies* sejam iguais a zero, ou seja, MQO e efeitos fixos são consistentes, mas efeitos fixos é preferível. ^b Teste para Efeitos Fixos versus Efeitos Aleatórios: sob H₀, painel com efeitos aleatórios é eficiente. A rejeição de H₀ implica que o método de efeitos fixos seja mais eficiente que efeitos aleatórios. ^c Teste de Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade: sob H₀, a regressão por MQO é consistente, ou seja, não há presença de endogeneidade.

Já em termos de PIB o inverso ocorre, ou seja, os bens classificados como de escala são mais afetados por essa variável do que os bens da categoria anterior. De acordo com os resultados, um incremento de um ponto percentual no crescimento do PIB dos países em comércio, amplia em 8,2 pontos percentuais as exportações brasileiras dos bens classificados como de escala.

No âmbito da variável população, nas regressões (5) e (6), os seus coeficientes apresentam sinal contrário ao esperado. Entretanto eles não são significativos.

Como no resultado do painel de recursos naturais, aqui a variável distância também aparece afetando negativamente o comércio internacional do Brasil e, da mesma forma, em intensidade bastante reduzida.

Examinando agora as exportações de bens intensivos em trabalho, o que se tem é que, avaliando os testes de Hausman (1978) e os de endogeneidade, o método mais apropriado para o estudo dos impactos é o apresentado na coluna (6) da Tabela 3. Contudo, diferentemente dos resultados dos dois segmentos apresentados anteriormente, a variável câmbio não indicou ser endógena, de maneira que as regressões instrumentalizadas (4, 5 e 6) só incluem instrumento para a variável PIB. Mais uma vez os testes de Kleibergen-Paap e de Cragg-Donald Wald rejeitam, respectivamente, a hipótese nula de subidentificação e a de que o instrumento é fraco a 15%.

Considerando a variável câmbio real, seu coeficiente não foi significativo na regressão (6), apresentando significância apenas nas regressões (1) e (4). Como tais regressões não são o melhor método de estimação apontado pelos testes, para esse segmento a variável câmbio não apresentou impacto significativo.

No caso da variável PIB, ela apresenta uma relação positiva com as exportações de bens classificados como intensivos em trabalho, sendo a taxa de crescimento das exportações afetada positivamente em 8,3 pontos percentuais quando o crescimento do PIB se eleva em um ponto percentual, coeficiente bastante parecido com o encontrado para o setor de bens intensivos em escala.

TABELA 3. Exportações brasileiras de bens classificados como Intensivos em Trabalho: 1985-2007

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ΔLnRER	-0.2734607 (0.1094076)**	-0.036746 (0.028480)	-0.036987 (0.028821)	-0.3626799 (0.1261227)***	-0.0400969 (0.0313495)	-0.0406234 (0.0310399)
ΔLnYY	-0.9408129 (2.142282)	1.638451 (0.799678)**	1.635686 (0.790060)**	8.661647 (8.555997)	8.632989 (3.142937)***	8.637774 (3.111515)***
ΔLnPOP	-0.194633 (0.0230414)***	-0.057993 (0.0101177)***	-0.058136 (0.010182)***	-0.197669 (0.030003)***	-0.029383 (0.012337)**	-0.029635 (0.012174)**
Distância ²	-0.0008915 (0.0001483)***	-	-	-0.000843 (0.0002013)***	-	-
C	27.4201 (0.9469355)***	21.45510 (0.266697)***	21.45898 (0.832297)***	26.69755 (1.605385)***	20.28271 (0.485697)***	20.28884 (1.019922)***
N	132	132	132	126	126	126
R ² (overall)	0.4092	0.1983	0.1983	0.3203	0.0578	0.0585
R ² (within)	-	0.4284	0.4284	-	0.2302	0.339
R ² (between)	-	0.1990	0.199	-	0.0852	0.0864
F ^a	-	4.83	-	-	404.52	-
Prob > F	-	0.0613	-	-	0.0000	-
Hausman ^b	-	3.315843	-	-	0.012015	-
Prob > X ²	-	0.3454	-	-	0.9997	-
Endog. ΔLnRER^c	-	0.151	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.6971	-	-	-	-
Endog. ΔLnYY^c	-	3.839	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0501	-	-	-	-

Fonte: Elaboração Própria

Notas: Regressões: (1) Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), robusto. (2) Mínimos Quadrados Variável *Dummy* (LSDV), robusto. (3) Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), robusto. (4) Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), robusto. (5) Efeitos Fixos com a utilização de variáveis instrumentais. (6) Mínimos Quadrados Generalizados em Dois Estágios (MQG2E). ΔLnRER é a primeira diferença do logaritmo natural do câmbio real bilateral, ΔLnYY é a primeira diferença do logaritmo natural do produto dos PIB do Brasil e de cada bloco, ΔLnPOP é a primeira diferença do logaritmo natural do produto das populações do Brasil e de cada bloco, Distância² é a distância entre o Brasil e cada um dos blocos elevada ao quadrado e C é a constante. *** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%. ^a O teste F testa a hipótese que todas as variáveis *dummies* sejam iguais a zero, ou seja, MQO e efeitos fixos são consistentes, mas efeitos fixos é preferível. ^b Teste para Efeitos Fixos versus Efeitos Aleatórios: sob H₀, painel com efeitos aleatórios é eficiente. A rejeição de H₀ implica que o método de efeitos fixos seja mais eficiente que efeitos aleatórios. ^c Teste de Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade: sob H₀, a regressão por MQO é consistente, ou seja, não há presença de endogeneidade.

Em termos da variável população, os resultados indicam que ela afeta negativamente o segmento, diminuindo em 0,03 pontos percentuais o crescimento das exportações de bens intensivos em trabalho quando seu crescimento aumenta em um ponto percentual.

Por último, analisando a variável distância percebe-se, assim como ocorrido nos demais segmentos já apresentados, que ela afeta de forma negativa e significativa o comércio de bens dessa categoria, indicando a relevância do fator custo de transação para o resultado exportador de bens intensivos em trabalho.

Avaliando agora o setor de bens baseados em ciência, como se conclui dos resultados dos testes de endogeneidade e de Hausman (1978), os parâmetros mais confiáveis são aqueles apresentados na coluna (6) da Tabela 4. Nesse setor, entretanto, a variável que não apresentou problema de endogeneidade foi o PIB, de forma que as regressões instrumentalizadas (4, 5 e 6) só incluem instrumento para a variável câmbio. Pelo teste de Kleibergen-Paap se rejeita a hipótese nula de subidentificação e pelo de Cragg-Donald Wald a de que o instrumento é fraco a 15%.

Além disso, a Tabela 4 contém uma coluna a mais do que as apresentadas para os demais setores. Como apresentado na Tabela 1 em anexo, para esse setor os resíduos apresentaram autocorrelação, de forma que para sua correção é necessário aplicar o método de Mínimos Quadrados Generalizados Factível completo (estimador Prais-Winsten), que também corrige o problema de heterocedasticidade. Os resultados de tal estimação estão expostos na coluna (7).

Avaliando o resultado da variável câmbio, percebe-se que, conforme os resultados apresentados na coluna (6) da Tabela 4, uma variação de um ponto percentual em sua taxa de crescimento gera um efeito positivo de 0,42 ponto percentual na taxa de crescimento das exportações de bens baseados em ciência. No método que corrige a autocorrelação o coeficiente não apresentou significância estatística.

TABELA 4. Exportações brasileiras de bens classificados como Baseados em Ciência: 1985-2007

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ΔLnRER	-0.101533 (0.1571184)	0.178985 (0.076984)**	0.178551 (0.076265)**	0.086869 (0.290665)	0.430041 (0.090543)***	0.429019 (0.089301)***	-0.054801 (0.067338)
ΔLnYY	-4.633813 (2.825015)	-1.701470 (1.974320)	-1.708323 (1.907499)	-10.52426 (3.620909)***	0.5348577 (2.110468)	0.4999193 (2.082789)	-1.574294 (1.39689)
ΔLnPOP	-0.292075 (0.037159)***	-0.127697 (0.024442)***	-0.127993 (0.024301)***	-0.301290 (0.053231)***	-0.077506 (0.020823)***	-0.078180 (0.020466)***	-0.075636 (0.027203)***
Distância ²	-0.001249 (0.000232)***	-	-	-0.0013202 (0.000309)***	-	-	-0.0001943 (0.0002164)
C	29.15585 (1.511472)***	21.54068 (0.658369)***	21.54888 (1.313422)***	30.04276 (2.027868)***	20.29163 (0.570122)***	20.31103 (1.383842)***	20.41274 (1.195931)***
N	132	132	132	126	126	126	132
R ² (overall)	0.4745	0.2891	0.2891	0.4572	0.2051	0.2061	0.7969
R ² (within)	-	0.5179	0.5179	-	0.4352	0.4595	-
R ² (between)	-	0.2445	0.2445	-	0.2223	0.2222	-
F ^a	-	37.36	-	-	173.44	-	-
Prob > F	-	0.0008	-	-	0.0000	-	-
Hausman ^b	-	2.919237	-	-	0.071829	-	-
Prob > X ²	-	0.4042	-	-	0.995	-	-
Endog. ΔLnRER^c	-	8.000	-	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0047	-	-	-	-	-
Endog. ΔLnYY^c	-	1.522	-	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.2174	-	-	-	-	-

Fonte: Elaboração Própria

Notas: Regressões: (1) Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), robusto. (2) Mínimos Quadrados Variável *Dummy* (LSDV), robusto. (3) Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), robusto. (4) Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), robusto. (5) Efeitos Fixos com a utilização de variáveis instrumentais. (6) Mínimos Quadrados Generalizados em Dois Estágios (MQG2E). (7) Mínimos Quadrados Generalizados Factível completo – estimador Prais-Winsten. ΔLnRER é a primeira diferença do logaritmo natural do câmbio real bilateral, ΔLnYY é a primeira diferença do logaritmo natural do produtos dos PIB do Brasil e de cada bloco, ΔLnPOP é a primeira diferença do logaritmo natural do produto das populações do brasil e de cada bloco, Distância² é a distância entre o Brasil e cada um dos blocos elevada ao quadrado e C é a constante. *** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%.^a O teste F testa a hipótese que todas as variáveis *dummies* sejam iguais a zero, ou seja, MQO e efeitos fixos são consistentes, mas efeitos fixos é preferível. ^b Teste para Efeitos Fixos versus Efeitos Aleatórios: sob Ho, painel com efeitos aleatórios é eficiente. A rejeição de Ho implica que o método de efeitos fixos seja mais eficiente que efeitos aleatórios. ^c Teste de Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade: sob Ho, a regressão por MQO é consistente, ou seja, não há presença de endogeneidade.

Em relação ao PIB, a única regressão em que o coeficiente se mostrou significativo foi a que incorpora o instrumento, mas desconsidera a heterogeneidade dos blocos. Dessa maneira, considerando que o melhor método não gerou resultados estatisticamente significativos para essa variável, o que se tem é que seu efeito não aparenta ser relevante para o resultado exportador desse segmento.

Considerando a variável população, tanto na regressão (6) quanto na (7) seus coeficientes apresentaram significância estatística e se mostraram bastante estáveis. Além disso, no caso específico da regressão (7), dentre todas as variáveis essa foi a única que apresentou significância, dando indícios de sua relevância para o resultado exportador do Brasil nesse segmento (apesar de seu coeficiente relativamente baixo).

Em relação à variável distância entre o Brasil e seus parceiros comerciais, os resultados indicam sua relação negativa com o resultado exportador dessa categoria de bens. No entanto, como também foi evidenciado para os bens dos demais segmentos tecnológicos, sua magnitude é bastante reduzida.

Passando, por fim, para a análise dos bens classificados como diferenciados, o que se tem é que os resultados mais adequados, segundo os testes de endogeneidade e de Hausman (1978), são aqueles apresentados na coluna (6) da Tabela 5. A validade dos instrumentos é aceita pelos testes de Kleibergen-Paap e de Cragg-Donald Wald.

Para esse setor, quando a taxa de crescimento do câmbio se eleva em um ponto percentual, o crescimento das exportações aumenta em 0,18 ponto percentual, efeito menor do que apresentou o segmento de bens baseados em recursos naturais, o qual é, das categoria consideradas na análise, o menos intensivo em tecnologia.

No âmbito da variável PIB, observando o resultado da regressão mais adequada para a avaliação desse setor, ela apresentou significância estatística a 5%, sendo que um aumento em um ponto percentual no crescimento do PIB faz com que a taxa de crescimento das exportações brasileiras de bens baseados em ciência aumente em 5,4 pontos percentuais. Já a variável população não se mostrou significativa no resultado gerado por esse método. De toda forma, apresentou o sinal esperado em todas as regressões.

TABELA 5. Exportações brasileiras de bens classificados como Diferenciados: 1985-2007

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ΔLnRER	-0.1371603 (0.1217931)	0.085800 (0.027568)***	0.085629 (0.028250)***	-0.093383 (0.2202132)	0.187979 (0.0370135)***	0.1877622 (0.0365964)***
ΔLnYY	-0.0599049 (2.336586)	2.627610 (0.987729)***	2.624935 (0.949111)***	5.188214 (8.361267)	5.479633 (2.483045)**	5.480443 (2.455883)**
ΔLnPOP	-0.170679 (0.026323)***	-0.036437 (0.010964)***	-0.036551 (0.010614)***	-0.171495 (0.035851)***	-0.007871 (0.011030)	-0.007995 (0.010889)
Distância ²	-0.0009593 (0.0001609)***	-	-	-0.0009229 (0.0002122)***	-	-
C	27.11069 (1.038135)***	21.02140 (0.301676)***	21.02453 (0.799487)***	26.7297 (1.523093)***	20.18464 (0.4031919)***	20.18777 (1.069769)***
N	132	132	132	126	126	126
R ² (overall)	0.3179	0.0896	0.0897	0.2911	0.0287	0.0289
R ² (within)	-	0.4547	0.4547	-	0.472	0.5068
R ² (between)	-	0.0809	0.0809	-	-	-
F ^a	-	30.57	-	-	672.71	-
Prob > F	-	0.0012	-	-	0.0000	-
Hausman ^b	-	3.776229	-	-	0.00389	-
Prob > X ²	-	0.2867	-	-	0.9999	-
Endog. ΔLnRER^c	-	11.368	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0007	-	-	-	-
Endog. ΔLnYY^c	-	3.485	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0619	-	-	-	-

Fonte: Elaboração Própria

Notas: Regressões: (1) Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), robusto. (2) Mínimos Quadrados Variável *Dummy* (LSDV), robusto. (3) Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), robusto. (4) Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), robusto. (5) Efeitos Fixos com a utilização de variáveis instrumentais. (6) Mínimos Quadrados Generalizados em Dois Estágios (MQG2E). ΔLnRER é a primeira diferença do logaritmo natural do câmbio real bilateral, ΔLnYY é a primeira diferença do logaritmo natural do produtos dos PIB do Brasil e de cada bloco, ΔLnPOP é a primeira diferença do logaritmo natural do produto das populações do Brasil e de cada bloco, Distância² é a distância entre o Brasil e cada um dos blocos elevada ao quadrado e C é a constante. *** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%.^a O teste F testa a hipótese que todas as variáveis *dummies* sejam iguais a zero, ou seja, MQO e efeitos fixos são consistentes, mas efeitos fixos é preferível. ^b Teste para Efeitos Fixos versus Efeitos Aleatórios: sob H₀, painel com efeitos aleatórios é eficiente. A rejeição de H₀ implica que o método de efeitos fixos seja mais eficiente que efeitos aleatórios. ^c Teste de Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade: sob H₀, a regressão por MQO é consistente, ou seja, não há presença de endogeneidade.

Como o verificado nos demais segmentos avaliados, a variável distância se mostrou negativamente relacionada ao volume exportado de bens classificados como diferenciados. Contudo, o grau de influência dela é bastante reduzido.

Ainda sobre o caso dos bens diferenciados, observando as seis regressões, percebe-se que a especificidade de cada parceiro comercial do Brasil é bastante relevante para o resultado exportador desse segmento. Nota-se que, ao comparar a equação (1) e (4) com as demais, as alterações nos coeficientes são bastante importantes.

Como os resultados apresentados acima indicam, as exportações dos diferentes segmentos tecnológicos são afetadas de formas distintas pelas variáveis incluídas na análise. A Tabela 6 reporta o resumo dos resultados encontrados para os diferentes segmentos ao longo do período 1985-2007.

TABELA 6. Resumo resultados: 1985-2007

Nível Tecnológico	Setor Tecnológico	1985-2007 RER	1985-2007 PIB	1985-2007 Pop	1985-2007 Dst
Baixo	Recursos Naturais	0.2014103***	6.830362**	-0.023621*	-0.0002498*
	Intensivo em Trabalho	-	8.637774***	-0.029635**	-0.000843***
Médio	Intensivo em Escala	0.0972766**	8.210011***	-	-
Alto	Diferenciada	-	5.480443**	-	-0.0009229***
	Baseado em Ciência	0.4290188***	-	-	-

Fonte: Elaboração Própria

Nota: Os valores apresentados são os coeficientes estimados. As células em branco indicam que o resultado gerado pelo mais adequado método, apontado pelos testes de endogeneidade e de Hausman (1978), não foi significativo. *** significante a 1%, ** significante a 5%, *significante a 10%.

Como a Tabela 6 sugere, o segmento de bens baseados em ciência apresenta, para a variável câmbio real, coeficiente bastante superior ao apresentado pela categoria de bens intensivos em recursos naturais. Além disso, os resultados indicam que as exportações de bens de médio teor tecnológico são as menos influenciadas pela TCR. Tais diferenças entre os coeficientes se mostram estatisticamente consistentes, conforme indicam os resultados do teste de Wald, apresentados na Tabela 10 em anexo.

O segmento mais afetado pelo câmbio desses setores compõe o grupo de bens de alto teor tecnológico, o que dá indícios, conforme os argumentos do relatório da Cepal (2006) e de Krugman (1987), de que a trajetória do câmbio nesses anos incentivou a economia brasileira em direção a esse grupo de produtos. De acordo com tais trabalhos, os incentivos gerados pelo câmbio ao incremento das exportações e ao surgimento de novos bens exportáveis permitem que apareçam ganhos de produtividade advindos das economias de escala e o do aprendizado, que culminam, por fim, na consolidação desses segmentos tanto no comércio internacional quanto na estrutura produtiva do país.

Dessa forma, observando os resultados da relação entre câmbio e exportação para os diferentes setores, verifica-se que há indícios de que a taxa de câmbio do período tenha criado incentivos à mudança da pauta de exportação e, por conseguinte, da estrutura produtiva na direção de bens mais intensivos em tecnologia.

Contudo, cabe ressaltar que as exportações de bens classificados em recursos naturais também foram impulsionadas por essa trajetória da TRC, de maneira que o processo de diversificação da pauta e da estrutura produtiva pode não ter atingido o máximo desenvolvimento que seria alcançado caso os bens mais intensivos em tecnologia tivessem sido os maiores beneficiados.

Cabe colocar, por último, que os resultados para o Brasil aqui encontrados vão na mesma direção dos encontrados por Colacelli (2008), que investiga como a relação TRC e exportações varia em função do nível de desenvolvimento do país exportador e do tipo de bem exportado. Seus resultados indicam que os setores produtores de bens diferenciados apresentam maiores elasticidades-câmbio do que os produtores de bens homogêneos.

Em relação à variável PIB, os resultados encontrados indicam que ela afetou de forma mais expressiva os setores intensivos em trabalho e em escala, entretanto os coeficientes não apresentaram ser estatisticamente diferentes um dos outros, conforme os resultados do teste de Wald reportados na Tabela 11 em anexo.

No que se refere à variável população, o resumo dos coeficientes encontrados aponta para uma relação negativa, como o sugerido pela teoria, entre ela e as

exportações brasileiras dos setores de baixa tecnologia. Entretanto, os grupos de médio e alto nível tecnológico não apresentaram coeficientes significativos nas regressões através do método mais indicado pelos testes, inviabilizando, dessa forma, a comparação entre classes tecnológicas.

Por último, a variável distância, considerada em modelos de comércio internacional uma *proxy* para os custos de transação, indica sua relação negativa com as exportações dos segmentos. Percebe-se pela sua magnitude que, no entanto, esses custos não se mostraram determinantes para o resultado exportador do Brasil.

4.2 COMPARAÇÃO: 1991-1998 V.S. 1999-2007

No que se refere à avaliação do período 1991-1998, constata-se pelos resultados do teste de raiz unitária, apresentados na Tabela 4 em anexo, que cinco das séries são não estacionárias (de ordem um). Nessa tabela, como apresentado para o período anteriormente estudado, os dados destacados são os valores-p superiores a 10%.

Já quanto ao período de 1999 a 2007, confere-se pelo teste de raiz unitária exposto na Tabela 7 em anexo, que sete das séries são integradas de ordem um. O teste indica que somente a série de exportações de bens intensivos em escala é estacionária.

Tendo constatado, em ambos os períodos, a ausência de estacionariedade em diversas variáveis dependentes e em todas as variáveis explicativas, verificou-se, então, se existe uma relação de cointegração entre as séries envolvidas em cada análise. O exame da hipótese de cointegração foi efetuado através do teste de Pedroni e seus resultados são apresentados para os períodos de 1991-1998 e 1999-2007, respectivamente, nas Tabelas 5 e 8 em anexo.

De acordos com os resultados descritos nessas tabelas, pode-se constatar que as séries não são cointegradas em nenhum dos períodos. Dessa maneira, assim como feito na análise para o período completo, as estimações foram realizadas com as variáveis em primeira diferença, de forma a evitar a armadilha da regressão espúria.

As Tabelas 6 e 9, em anexo, reportam os resultados dos testes de multicolinearidade (VIF), heterocedasticidade (Breusch-Pagan) e autocorrelação (Arellano-Bond) para cada um dos segmentos tecnológicos avaliados em ambos os períodos. Os resultados demonstram que todas as regressões apresentam heterocedasticidade, sendo que, para o período de 1991-1998, os segmentos Baseado em Ciência e Intensivo em Escala apresentam ainda autocorrelação. A questão da multicolinearidade não se mostra relevante em nenhum dos casos.

Conforme ocorrido no período avaliado previamente, as tabelas de resultados se estruturam de forma idêntica para todos os painéis. A coluna (1) reporta a “*Pooled regression*” (MQO), onde a heterogeneidade de cada bloco não é levada em consideração. Na coluna (2) são apresentadas as estimações por efeitos fixos, que captura a especificidade de cada bloco no termo constante. Os resultados do método de efeitos aleatórios são reportados na coluna (3). Os parâmetros estimados por mínimos quadrados com variáveis instrumentais são exibidos na coluna (4). Na coluna (5) são apresentados os parâmetros estimados por efeitos fixos e variáveis instrumentalizadas e, por fim, a coluna (6) apresenta os resultados do método de efeitos aleatórios com o uso de variáveis instrumentais. Para os setores em que a autocorrelação foi identificada como problema, a tabela de resultados contém ainda uma sétima coluna com as estimações pelo método de Prais-Winsten.

Os primeiros resultados avaliados são os relativos às exportações de bens intensivos em recursos naturais (Tabelas 7 e 8).

Examinando o período de 1991-1998 (Tabela 7), os testes de Hausman (1978) e o de endogeneidade indicam que o método mais apropriado para o estudo dos impactos sobre as exportações desses bens é o apresentado na coluna (6). Novamente, como ocorrido para o período completo, por a equação ser exatamente identificada o teste de Sargan não é apresentado, entretanto o teste de Kleibergen-Paap rejeita a hipótese nula de subidentificação e o teste de Cragg-Donald Wald, referente à força do instrumento, rejeita a hipótese nula de que o instrumento é fraco a 15%.

TABELA7. Exportações brasileiras de bens classificados como Recursos Naturais: 1991-1998

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ΔLnRER	0.0390825 (0.0663854)	0.1269871 (0.0432697)**	0.1222737 (0.0456076)***	0.1021491 (0.1239382)	0.1527201 (0.0311245)***	0.1493954 (0.0316459)***
ΔLnYY	0.9991829 (2.888829)	2.019217 (1.304439)	1.854142 (1.364611)	3.451363 (5.339594)	3.519068 (2.885204)	3.238904 (2.921544)
ΔLnPOP	-0.159228 (0.037384)***	0.007410 (0.013355)	-0.000255 (0.016424)	-0.158005 (0.039693)***	0.014184 (0.015323)	0.007427 (0.015086)
Distância ²	-7.47e-08 (3.21e-08)**	-	-	-7.00e-08 (3.44e-08)**	-	-
C	26.25306 (1.316436)***	21.16203 (0.3726645)***	21.37815 -0.768398	26.12048 (1.346847)***	20.92447 (0.4885025)***	21.12154 (0.5930837)***
N	48	48	48	42	42	42
R ² (overall)	0.5369	0.0030	0.0127	0.5253	0.0207	0.0018
R ² (within)	-	0.4451	0.4406	-	0.4089	0.4383
R ² (between)	-	0.2640	0.0767	-	0.2803	0.2252
F ^a	-	5.48	-	-	109.57	-
Prob > F	-	0.0488	-	-	0.0000	-
Hausman ^b	-	7.779173	-	-	1.102859	-
Prob > X ²	-	0.0508	-	-	0.7764	-
Endog. ΔLnRER^c	-	3.565	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0452	-	-	-	-
Endog. ΔLnYY^c	-	6.707	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0098	-	-	-	-

Fonte: Elaboração Própria

Notas: Regressões: (1) Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), robusto. (2) Mínimos Quadrados Variável Dummy (LSDV), robusto. (3) Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), robusto. (4) Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), robusto. (5) Efeitos Fixos com a utilização de variáveis instrumentais. (6) Mínimos Quadrados Generalizados em Dois Estágios (MQG2E). ΔLnRER é a primeira diferença do logaritmo natural do câmbio real bilateral, ΔLnYY é a primeira diferença do logaritmo natural do produto dos PIB do Brasil e de cada bloco, ΔLnPOP é a primeira diferença do logaritmo natural do produto das populações do Brasil e de cada bloco, Distância² é a distância entre o Brasil e cada um dos blocos elevada ao quadrado e C é a constante. *** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%.^a O teste F testa a hipótese que todas as variáveis dummies sejam iguais a zero, ou seja, MQO e efeitos fixos são consistentes, mas efeitos fixos é preferível. ^b Teste para Efeitos Fixos versus Efeitos Aleatórios: sob H₀, painel com efeitos aleatórios é eficiente. A rejeição de H₀ implica que o método de efeitos fixos seja mais eficiente que efeitos aleatórios. ^c Teste de Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade: sob H₀, a regressão por MQO é consistente, ou seja, não há presença de endogeneidade.

TABELA 8. Exportações brasileiras de bens classificados como Recursos Naturais: 1999-2007

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ΔLnRER	-0.2776133 (0.1170426)**	0.0262166 (0.0700651)	0.0368538 (0.0533667)	-0.5333735 (0.5726857)	-3.177854 (18.37166)	-0.6025513 (0.213243)**
ΔLnYY	5.434554 (1.527159)***	4.161042 (0.6571805)***	4.369958 (0.7896245)***	13.81599 (8.446233)	173.3899 (936.5479)	22.34808 (14.66621)
ΔLnPOP	-0.233502 (0.013089)***	-0.146345 (0.034964)***	-0.134462 (0.035547)***	-0.227951 (0.016405)***	2.188390 (12.942490)	-0.116209 (0.032064)***
Distância ²	-1.37e-07 (9.90e-09)***	-	-	-1.21e-07 (2.08e-08)***	-	-
Const	28.11731 (0.4334876)***	25.06626 (0.8104464)***	24.76498 (1.125036)***	27.26198 (0.9667037)***	-43.40055 -379.227	23.0304 (0.7376762)***
N	54	54	54	48	48	48
R ² (overall)	0.8578	0.3592	0.3665	0.7728	0.1196	0.3609
R ² (within)	-	0.6505	0.6498	-	-	0.4922
R ² (between)	-	0.3212	0.3258	-	0.1930	0.4614
F	-	18.78	-	-	0.20	-
Prob > F	-	0.0038	-	-	0.9595	-
Hausman	-	1.436949	-	-	0.114907	-
Prob > X ²	-	0.6969	-	-	0.9900	-
Endog. ΔLnRER	-	3.965	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0465	-	-	-	-
Endog. ΔLnYY	-	6.748	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0094	-	-	-	-

Fonte: Elaboração Própria

Notas: Regressões: (1) Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), robusto. (2) Mínimos Quadrados Variável *Dummy* (LSDV), robusto. (3) Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), robusto. (4) Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), robusto. (5) Efeitos Fixos com a utilização de variáveis instrumentais. (6) Mínimos Quadrados Generalizados em Dois Estágios (MQG2E). ΔLnRER é a primeira diferença do logaritmo natural do câmbio real bilateral, ΔLnYY é a primeira diferença do logaritmo natural do produtos dos PIB do Brasil e de cada bloco, ΔLnPOP é a primeira diferença do logaritmo natural do produto das populações do brasil e de cada bloco, Distância² é a distância entre o Brasil e cada um dos blocos elevada ao quadrado e C é a constante. *** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%.^a O teste F testa a hipótese que todas as variáveis *dummies* sejam iguais a zero, ou seja, MQO e efeitos fixos são consistentes, mas efeitos fixos é preferível. ^b Teste para Efeitos Fixos versus Efeitos Aleatórios: sob Ho, painel com efeitos aleatórios é eficiente. A rejeição de Ho implica que o método de efeitos fixos seja mais eficiente que efeitos aleatórios. ^c Teste de Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade: sob Ho, a regressão por MQO é consistente, ou seja, não há presença de endogeneidade.

Para o período de 1999-2007 (Tabela 8), nota-se, pela estatística F, que o método de efeitos fixos é mais adequado do que o Método de Mínimos Quadrados Ordinários para a avaliação do segmento. Além disso, na comparação entre o método de efeitos fixos e o de efeitos aleatórios, o teste de Hausman (1978) indica que o de efeitos randômicos é o mais apropriado. Sobre a questão da endogeneidade, o teste de Durbin-Wu-Hausman indica que as variáveis câmbio real e produto são endógenas. Sendo assim, conclui-se que o método mais adequado para a análise do segmento nesse período é o apresentado na coluna (6) da Tabela 8. Sobre os instrumentos, o teste de Kleibergen-Paap rejeita a hipótese nula de subidentificação e o teste de Cragg-Donald Wald rejeita a hipótese nula de que o instrumento é fraco a 15%.

Os resultados para o primeiro período em questão (Tabela 7) demonstram que, em três dos seis métodos utilizados, a variável câmbio apresentou coeficientes positivos e significativos a 1%. Sendo assim, verifica-se que um aumento de um ponto percentual na taxa de crescimento do câmbio real reflete em um aumento de 0,15 ponto percentual nas exportações de recursos naturais do Brasil.

Já para o período de 1999-2007, observa-se (Tabela 8) que a variável câmbio apresentou coeficientes negativos a 5% de significância. Dessa forma, para essa amostra, os resultados indicam que o câmbio real afeta negativamente o volume exportado de bens intensivos em recursos naturais. Em termos específicos, um aumento de um ponto percentual no crescimento do câmbio faz com que diminua em 0,6 ponto percentual o crescimento das exportações desse segmento.

Tal diferença de coeficientes se mostra estatisticamente consistente, considerando o resultado do teste de Wald para os coeficientes da TCR nos dois períodos (Tabela 12 em anexo).

No que se refere à variável PIB, em ambos os períodos seu coeficiente não apresentou significância estatística no método mais apropriado para a avaliação do segmento.

A variável população no período 1991-1998, apesar de ter apresentado sinal contrário ao esperado na regressão exposta na coluna (6), não se mostrou estatisticamente significativa.

Já no segundo período analisado (Tabela 8), essa variável apresentou coeficientes de diferentes magnitudes nos diferentes métodos. Entretanto, verifica-se que o tamanho do país em termos de seu contingente de pessoas influencia de forma negativa o resultado exportador brasileiro no ramo de bens intensivos em recursos naturais.

Em termos da variável distância, inserida somente nas especificações que não controlam para a heterogeneidade, verifica-se que em ambos os períodos ela afeta de forma negativa e significativa as exportações desse segmento, embora seu efeito seja reduzido.

Passando para a análise do setor de bens intensivos em escala, observa-se que em ambos os períodos o método de estimação mais indicado para o estudo do segmento é o apresentado na coluna (6) das Tabelas 9 e 10. Tal método é o mais indicado por que os testes apontam tanto a presença de endogeneidade quanto a maior adequação dos dados à regressão com efeitos aleatórios.

No que se refere à endogeneidade, novamente os testes de Kleibergen-Paap rejeitam a hipótese nula de subidentificação e os testes de Cragg-Donald Wald rejeitam a hipótese nula de que o instrumento é fraco a 15%. Além disso, a Tabela 9 contém, na coluna (7), os resultados do método de Mínimos Quadrados Generalizados Factível completo (estimador Prais-Winsten), que corrige a autocorrelação (atestada pelo teste Arellano-Bond apresentado na Tabela 6 em anexo).

Em relação aos coeficientes, para esse segmento a variável câmbio não apresentou resultados significativos para nenhum dos métodos aplicados, inviabilizando qualquer inferência sobre seu efeito sobre as exportações de bens intensivos em escala em ambos os períodos. O mesmo ocorre com a variável PIB.

A variável população não apresentou coeficiente estatisticamente significativo para esse segmento no período de 1991-1998. Já para o período de 1999-2007, observa-se que seu aumento leva a uma redução no volume exportado de bens dessa categoria. Especificamente, uma elevação em um ponto percentual no crescimento populacional reduz em 0,17 ponto percentual o crescimento das exportações brasileiras de bens Intensivos em Escala.

TABELA 9. Exportações brasileiras de bens classificados como Intensivos em Escala: 1991-1998

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ΔLnRER	-0.022265 (0.1226368)	0.013497 (0.0213233)	0.00914 (0.0223137)	0.0258078 (0.1743841)	0.0284479 (0.0206376)	0.0241597 (0.0321078)	0.0111313 (0.0351842)
ΔLnYY	4.465585 (4.497685)	2.191243 (0.601644)**	2.0713 (0.72214)***	11.27827 (11.23884)	4.351217 (1.913083)**	4.108213 (2.946679)	0.8286834 (0.946213)
ΔLnPOP	-0.062350 (0.050445)	0.002736 (0.005671)	-0.004281 (0.004860)	-0.064858 (0.053305)	0.008486 (0.010160)	-0.001179 (0.014613)	0.000191 (0.023456)
Distância ²	-1.30e-09 (3.46e-08)	-	-	6.86e-09 (3.78e-08)	-	-	3.31e-08 (2.41e-08)
C	23.15801 (1.51572)***	21.53908 (0.19585)***	21.73281 (0.59229)***	22.83283 (1.550942)***	21.27618 (0.323910)***	21.54959 (0.5132853)***	21.41754 (0.792420)***
N	48	48	48	42	42	42	48
R ² (overall)	0.088	0.0019	0.0196	0.0611	0.0053	0.0014	0.991
R ² (within)	-	0.2267	0.2127	-	0.0079	0.2233	-
R ² (between)	-	0.0192	0.1428	-	0.0276	0.0003	-
F ^a	-	28.30	-	-	659.28	-	-
Prob > F	-	0.0015	-	-	0.0000	-	-
Hausman ^b	-	70.4996	-	-	4.525729	-	-
Prob > X ²	-	0.0000	-	-	0.21	-	-
Endog. ΔLnRER^c	-	5.011	-	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0178	-	-	-	-	-
Endog. ΔLnYY^c	-	6.581	-	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0156	-	-	-	-	-

Fonte: Elaboração Própria

Notas: Regressões: (1) Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), robusto. (2) Mínimos Quadrados Variável *Dummy* (LSDV), robusto. (3) Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), robusto. (4) Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), robusto. (5) Efeitos Fixos com a utilização de variáveis instrumentais. (6) Mínimos Quadrados Generalizados em Dois Estágios (MQG2E). (7) Mínimos Quadrados Generalizados Factível completo – estimador Prais-Winsten. ΔLnRER é a primeira diferença do logaritmo natural do câmbio real bilateral, ΔLnYY é a primeira diferença do logaritmo natural do produtos dos PIB do Brasil e de cada bloco, ΔLnPOP é a primeira diferença do logaritmo natural do produto das populações do brasil e de cada bloco, Distância² é a distância entre o Brasil e cada um dos blocos elevada ao quadrado e C é a constante. *** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%.^a O teste F testa a hipótese que todas as variáveis *dummies* sejam iguais a zero, ou seja, MQO e efeitos fixos são consistentes, mas efeitos fixos é preferível. ^b Teste para Efeitos Fixos versus Efeitos Aleatórios: sob Ho, painel com efeitos aleatórios é eficiente. A rejeição de Ho implica que o método de efeitos fixos seja mais eficiente que efeitos aleatórios. ^c Teste de Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade: sob Ho, a regressão por MQO é consistente, ou seja, não há presença de endogeneidade.

TABELA 10. Exportações brasileiras de bens classificados como Intensivos em Escala: 1999-2007

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ΔLnRER	-0.0241911 (0.2506042)	0.0603609 (0.1108517)	0.0623215 (0.1026062)	-1.376104 (1.336088)	-3.886442 (22.20609)	-1.472515 (1.956867)
ΔLnYY	2.021507 (3.119365)	4.772032 (0.7962371)***	4.815967 (0.8178787)***	18.28209 (14.62177)	209.5413 (1132.019)	30.17295 (22.76232)
ΔLnPOP	-0.324245 (0.029125)***	-0.156212 (0.039570)**	-0.153953 (0.040011)***	-0.329898 (0.032585)***	2.653764 (15.64378)	-0.174167 (0.049764)***
Distância ²	-1.91e-07 (1.80e-08)***	-	-	-1.69e-07 (3.12e-08)***	-	-
Const	31.21554 (0.8756571)***	25.49717 (0.919969)***	25.43962 (0.8145225)***	29.95041 (1.592901)***	-56.98915 (458.3773)	24.05301 (1.144892)***
N	54	54	54	48	48	48
R ² (overall)	0.77	0.3529	0.3535	0.6033	0.1702	0.2568
R ² (within)	-	0.6623	0.6623	-	-	0.3776
R ² (between)	-	0.3224	0.3229	-	0.2392	0.3167
F	-	12.89	-	-	0.37	-
Prob > F	-	0.0087	-	-	0.8695	-
Hausman	-	0.373067	-	-	0.111754	-
Prob > X ²	-	0.9457	-	-	0.9904	-
Endog. ΔLnRER	-	4.906	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0268	-	-	-	-
Endog. ΔLnYY	-	7.245	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0071	-	-	-	-

Fonte: Elaboração Própria

Notas: Regressões: (1) Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), robusto. (2) Mínimos Quadrados Variável *Dummy* (LSDV), robusto. (3) Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), robusto. (4) Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), robusto. (5) Efeitos Fixos com a utilização de variáveis instrumentais. (6) Mínimos Quadrados Generalizados em Dois Estágios (MQG2E). ΔLnRER é a primeira diferença do logaritmo natural do câmbio real bilateral, ΔLnYY é a primeira diferença do logaritmo natural do produto dos PIB do Brasil e de cada bloco, ΔLnPOP é a primeira diferença do logaritmo natural do produto das populações do Brasil e de cada bloco, Distância² é a distância entre o Brasil e cada um dos blocos elevada ao quadrado e C é a constante. *** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%.^a O teste F testa a hipótese que todas as variáveis *dummies* sejam iguais a zero, ou seja, MQO e efeitos fixos são consistentes, mas efeitos fixos é preferível. ^b Teste para Efeitos Fixos versus Efeitos Aleatórios: sob H₀, painel com efeitos aleatórios é eficiente. A rejeição de H₀ implica que o método de efeitos fixos seja mais eficiente que efeitos aleatórios. ^c Teste de Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade: sob H₀, a regressão por MQO é consistente, ou seja, não há presença de endogeneidade.

No que se refere à variável distância, para o primeiro período (Tabela 10) seu coeficiente não foi estatisticamente significativo. Para o segundo (Tabela 11), ela apresenta relação negativa com o resultado exportador, entretanto em intensidade reduzida.

Examinando agora as exportações de bens intensivos em trabalho, o que se tem é que, avaliando os testes de Hausman (1978) e os de endogeneidade, o método mais apropriado para o estudo das relações entre regressando e regressores em ambos os períodos é aquele apresentado na coluna (6) das Tabelas 11 e 12. Mais uma vez os testes de Kleibergen-Paap e de Cragg-Donald Wald rejeitam, respectivamente, as hipóteses nula de subidentificação e de que o instrumento é fraco ao nível de significância de 15%. Para esse segmento se verifica, ainda, que no período de 1999-2007 a variável câmbio não indicou ser endógena, de maneira que as regressões instrumentalizadas (4, 5 e 6) da Tabela 12 só incluem instrumento para a variável PIB.

Em relação ao regressor câmbio real, assim como no setor intensivo em escala, seu coeficiente não foi significativo nas regressões de ambos os períodos, de forma que sua relação com a exportação de bens intensivos em trabalho não foi relevante.

No caso das variáveis PIB e População, seus coeficientes, em ambos os períodos, não foram estatisticamente diferentes de zero nas regressões indicadas como as mais adequadas à análise.

Por último, a variável distância em ambos os períodos apresenta relação negativa com o comércio internacional do segmento, entretanto sua grandeza de influência é reduzida, assim como ocorrido nos demais segmentos já apresentados.

TABELA 11. Exportações brasileiras de bens classificados como Intensivos em Trabalho: 1991-1998

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ΔLnRER	-0.1166897 (0.1366527)	0.0159535 (0.0312084)	0.0148996 (0.0321146)	-4.763065 (12.00351)	0.0276998 (0.0259485)	0.0266086 (0.0259797)
ΔLnYY	-2.674909 (5.607649)	1.551091 (0.4046844)**	1.512776 (0.440248)***	-0.1237512 (0.1455091)	3.835475 (2.53732)	3.767753 (2.541148)
ΔLnPOP	-0.160882 (0.055353)***	0.006135 (0.010920)	0.004568 (0.009925)	-0.159757 (0.054393)***	0.011503 (0.014505)	0.010053 (0.014399)
Distância ²	-1.22e-07 (4.40e-08)***	-	-	-1.24e-07 (4.93e-08)**	-	-
Const	25.34436 (1.829719)***	19.75209 (0.3170512)***	19.79593 (0.7579449)***	25.44142 (2.048362)***	19.48862 (0.4609147)***	19.53089 (0.7581722)***
N	48	48	48	42	42	42
R ² (overall)	0.2272	0.0306	0.0249	0.2255	0.0246	0.0224
R ² (within)	-	0.0624	0.0621	-	-	0.0609
R ² (between)	-	0.0617	0.0594	-	0.0582	0.057
F	-	10.90	-	-	467.41	-
Prob > F	-	0.0124	-	-	0.0000	-
Hausman	-	6.135819	-	-	0.078057	-
Prob > X ²	-	0.1052	-	-	0.9943	-
Endog. ΔLnRER	-	6.034	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0167	-	-	-	-
Endog. ΔLnYY	-	4.684	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0286	-	-	-	-

Fonte: Elaboração Própria

Notas: Regressões: (1) Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), robusto. (2) Mínimos Quadrados Variável *Dummy* (LSDV), robusto. (3) Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), robusto. (4) Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), robusto. (5) Efeitos Fixos com a utilização de variáveis instrumentais. (6) Mínimos Quadrados Generalizados em Dois Estágios (MQG2E). ΔLnRER é a primeira diferença do logaritmo natural do câmbio real bilateral, ΔLnYY é a primeira diferença do logaritmo natural do produto dos PIB do Brasil e de cada bloco, ΔLnPOP é a primeira diferença do logaritmo natural do produto das populações do Brasil e de cada bloco, Distância² é a distância entre o Brasil e cada um dos blocos elevada ao quadrado e C é a constante. *** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%.^a O teste F testa a hipótese que todas as variáveis *dummies* sejam iguais a zero, ou seja, MQO e efeitos fixos são consistentes, mas efeitos fixos é preferível. ^b Teste para Efeitos Fixos versus Efeitos Aleatórios: sob H₀, painel com efeitos aleatórios é eficiente. A rejeição de H₀ implica que o método de efeitos fixos seja mais eficiente que efeitos aleatórios. ^c Teste de Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade: sob H₀, a regressão por MQO é consistente, ou seja, não há presença de endogeneidade.

TABELA 12. Exportações brasileiras de bens classificados como Intensivos em Trabalho: 1999-2007

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ΔLnRER	0.2962248 (0.3023968)	0.0699811 (0.075858)	0.0691311 (0.0748416)	1.051288 (0.832909)	3.10581 (11.80828)	-1.377611 (2.530729)
ΔLnYY	-9.156543 (2.559096)***	2.74235 (0.888083)**	2.728353 (0.9062148)***	-23.75546 (14.56769)	-78.33841 (314.2279)	28.88861 (46.31721)
ΔLnPOP	-0.380936 (0.024034)***	-0.091377 (0.040715)*	-0.092229 (0.040968)**	-0.384663 (0.030408)***	-0.885809 (3.096874)	-0.081216 (0.081952)
Distância ²	-2.83e-07 (1.79e-08)***	-	-	-3.07e-07 (3.17e-08)***	-	-
Const	32.21832 (0.7632455)***	22.1977 (0.9462944)***	22.21924 (1.173769)***	33.5655 (1.595707)***	47.27696 (97.52619)	20.02846 (4.870274)***
N	54	54	54	48	48	48
R ² (overall)	0.7977	0.1575	0.1576	0.7141	0.1252	0.012
R ² (within)	-	0.5099	0.5099	-	-	0.2299
R ² (between)	-	0.1467	0.1468	-	0.1516	0.0049
F	-	3.24	-	-	4.61	-
Prob > F	-	0.1188	-	-	0.0018	-
Hausman	-	0.029355	-	-	0.046037	-
Prob > X ²	-	0.9987	-	-	0.9974	-
Endog. ΔLnRER	-	0.102	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.7489	-	-	-	-
Endog. ΔLnYY	-	5.222	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0223	-	-	-	-

Fonte: Elaboração Própria

Notas: Regressões: (1) Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), robusto. (2) Mínimos Quadrados Variável *Dummy* (LSDV), robusto. (3) Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), robusto. (4) Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), robusto. (5) Efeitos Fixos com a utilização de variáveis instrumentais. (6) Mínimos Quadrados Generalizados em Dois Estágios (MQG2E). ΔLnRER é a primeira diferença do logaritmo natural do câmbio real bilateral, ΔLnYY é a primeira diferença do logaritmo natural do produtos dos PIB do Brasil e de cada bloco, ΔLnPOP é a primeira diferença do logaritmo natural do produto das populações do Brasil e de cada bloco, Distância² é a distância entre o Brasil e cada um dos blocos elevada ao quadrado e C é a constante. *** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%.^a O teste F testa a hipótese que todas as variáveis *dummies* sejam iguais a zero, ou seja, MQO e efeitos fixos são consistentes, mas efeitos fixos é preferível. ^b Teste para Efeitos Fixos versus Efeitos Aleatórios: sob H₀, painel com efeitos aleatórios é eficiente. A rejeição de H₀ implica que o método de efeitos fixos seja mais eficiente que efeitos aleatórios. ^c Teste de Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade: sob H₀, a regressão por MQO é consistente, ou seja, não há presença de endogeneidade.

Avaliando agora o setor de bens baseados em ciência, a melhor estimação (considerando os resultados dos testes de Hausman (1978) e dos testes de endogeneidade) é a contida na coluna (6) das Tabela 13 e 14. Pelos testes de Kleibergen-Paap se rejeita a hipótese nula de subidentificação e pelos de Cragg-Donald Wald a de que os instrumentos são fracos a 15%. Nesse segmento, a variável que não apresentou problema de endogeneidade no período de 1999-2007 foi o PIB, de forma que as regressões instrumentalizadas (4, 5 e 6) da Tabela 14 só incluem instrumento para o câmbio.

Examinando o resultado da variável câmbio no período de 1991-1998, percebe-se pela coluna (6) da Tabela 13 que uma elevação de um ponto percentual no crescimento do câmbio gera um aumento no crescimento das exportações de bens baseados em ciência de cerca de 0,3 ponto percentual.

Já para o período de 1999-2007, o que se verifica pelo resultado apresentado na coluna (6) da tabela 14 é que um aumento de um ponto percentual na taxa de crescimento do câmbio reflete em uma diminuição de 1,2 ponto percentual nas exportações desse segmento.

Através do teste de Wald (Tabela 12 em anexo) constata-se que esses coeficientes são estatisticamente diferentes. Ou seja, assim como ocorrido no segmento de bens baseados em recursos naturais, o coeficiente da variável câmbio teve seu sinal alterado quando o período avaliado se concentrou em anos de câmbio real médio mais desvalorizado (em comparação com a média da TCR do período inteiro).

Em relação ao PIB, no período de 1991-1998, nenhuma das regressões gerou coeficientes estatisticamente diferentes de zero, de forma que essa variável parece não ser relevante na determinação das exportações desse segmento. No entanto, para o período de 1999-2007, o resultado apresentado na Tabela 14 demonstra uma relação positiva com as exportações de bens classificados como baseados em ciência, sendo o crescimento dessas exportações afetado em 7,1 pontos percentuais quando a taxa de crescimento do PIB aumenta em um ponto percentual.

TABELA 13. Exportações brasileiras de bens classificados como Baseados em Ciência: 1991-1998

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ΔLnRER	0.0240447 (0.1859153)	0.2112931 (0.0595241)**	0.1987981 (0.0639131)***	0.1687638 (0.3162849)	0.2969578 (0.0719375)***	0.2899816 (0.0781239)***
ΔLnYY	-3.174143 (7.63309)	1.96837 (2.605106)	1.500014 (2.776336)	-2.172719 (8.369669)	2.893074 (2.430362)	2.495858 (2.636691)
ΔLnPOP	-0.186426 (0.080287)**	0.065187 (0.010785)***	0.046076 (0.016116)***	-0.180402 (0.083523)**	0.081545 (0.031624)***	0.064323 (0.032808)**
Distância ²	-1.09e-07 (6.42e-08)*	-	-	1.03e-07 (6.91e-08)	-	-
Const	23.61032 (2.673136)***	15.81675 (0.3720106)***	16.35177 (1.40687)***	23.51578 (2.711667)***	15.42018 (0.8746739)***	15.90612 (1.089041)***
N	48	48	48	42	42	42
R ² (overall)	0.1666	0.0462	0.0326	0.1573	0.041	0.0309
R ² (within)	-	0.3256	0.3195	-	0.2746	0.318
R ² (between)	-	0.1276	0.1303	-	0.128	0.1299
F	-	26.09	-	-	162.33	-
Prob > F	-	0.0018	-	-	0.0000	-
Hausman	-	14.8700	-	-	0.943513	-
Prob > X ²	-	0.0019	-	-	0.8149	-
Endog. ΔLnRER	-	2.749	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0973	-	-	-	-
Endog. ΔLnYY	-	5.342	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0208	-	-	-	-

Fonte: Elaboração Própria

Notas: Regressões: (1) Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), robusto. (2) Mínimos Quadrados Variável *Dummy* (LSDV), robusto. (3) Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), robusto. (4) Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), robusto. (5) Efeitos Fixos com a utilização de variáveis instrumentais. (6) Mínimos Quadrados Generalizados em Dois Estágios (MQG2E). ΔLnRER é a primeira diferença do logaritmo natural do câmbio real bilateral, ΔLnYY é a primeira diferença do logaritmo natural do produto dos PIB do Brasil e de cada bloco, ΔLnPOP é a primeira diferença do logaritmo natural do produto das populações do Brasil e de cada bloco, Distância² é a distância entre o Brasil e cada um dos blocos elevada ao quadrado e C é a constante. *** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%.^a O teste F testa a hipótese que todas as variáveis *dummies* sejam iguais a zero, ou seja, MQO e efeitos fixos são consistentes, mas efeitos fixos é preferível. ^b Teste para Efeitos Fixos versus Efeitos Aleatórios: sob H₀, painel com efeitos aleatórios é eficiente. A rejeição de H₀ implica que o método de efeitos fixos seja mais eficiente que efeitos aleatórios. ^c Teste de Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade: sob H₀, a regressão por MQO é consistente, ou seja, não há presença de endogeneidade.

TABELA 14. Exportações brasileiras de bens classificados como Baseados em Ciência: 1999-2007

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ΔLnRER	0.0072612 (0.3924109)	-0.254615 (0.12733)*	-0.2506733 (0.1150887)**	-0.9200016 (1.971626)	-1.21618 (0.6693949)*	-1.231544 (0.6633488)*
ΔLnYY	-10.86448 (3.777876)***	2.44462 (1.34788)	2.48652 (1.340749)*	-5.637591 (11.91336)	6.800995 (3.81454)*	7.142102 (3.842238)*
ΔLnPOP	-0.541515 (0.038227)***	-0.227423 (0.090418)**	-0.224202 (0.078981)***	-0.552787 (0.047220)***	-0.357222 (0.112633)***	-0.347037 (0.105482)***
Distância ²	-3.96e-07 (2.60e-08)***	-	-	-3.94e-07 (2.84e-08)***	-	-
Const	35.47599 (1.225967)***	23.8961 (2.201846)***	23.81555 (1.298693)***	35.29632 (1.395249)***	26.65847 (2.588028)***	26.38704 (2.775095)***
N	54	54	54	48	48	48
R ² (overall)	0.7878	0.1630	0.1631	0.7693	0.1587	0.1584
R ² (within)	-	0.3965	0.3965	-	0.0177	0.2449
R ² (between)	-	0.1556	0.1556	-	0.1554	0.1552
F	-	7.92	-	-	208.96	-
Prob > F	-	0.0240	-	-	0.0000	-
Hausman	-	0.067035	-	-	0.047856	-
Prob > X ²	-	0.9955	-	-	0.9973	-
Endog. ΔLnRER	-	3.657	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0558	-	-	-	-
Endog. ΔLnYY	-	1.853	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.1735	-	-	-	-

Fonte: Elaboração Própria

Notas: Regressões: (1) Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), robusto. (2) Mínimos Quadrados Variável *Dummy* (LSDV), robusto. (3) Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), robusto. (4) Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), robusto. (5) Efeitos Fixos com a utilização de variáveis instrumentais. (6) Mínimos Quadrados Generalizados em Dois Estágios (MQG2E). ΔLnRER é a primeira diferença do logaritmo natural do câmbio real bilateral, ΔLnYY é a primeira diferença do logaritmo natural do produto dos PIB do Brasil e de cada bloco, ΔLnPOP é a primeira diferença do logaritmo natural do produto das populações do Brasil e de cada bloco, Distância² é a distância entre o Brasil e cada um dos blocos elevada ao quadrado e C é a constante. *** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%.^a O teste F testa a hipótese que todas as variáveis *dummies* sejam iguais a zero, ou seja, MQO e efeitos fixos são consistentes, mas efeitos fixos é preferível. ^b Teste para Efeitos Fixos versus Efeitos Aleatórios: sob H₀, painel com efeitos aleatórios é eficiente. A rejeição de H₀ implica que o método de efeitos fixos seja mais eficiente que efeitos aleatórios. ^c Teste de Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade: sob H₀, a regressão por MQO é consistente, ou seja, não há presença de endogeneidade.

No âmbito da variável população, no primeiro período considerado seu coeficiente apresentou sinal diferente do esperado. Tal fato pode ser resultado de especificidades do segmento em questão ao longo desse período, pois no segundo período analisado seu sinal volta a indicar uma relação negativa com as exportações de bens baseados em ciência, assim como o verificado no exame do período completo.

Em relação à distância entre o Brasil e seus parceiros comerciais, os resultados para ambos os períodos indicam sua relação negativa com o resultado exportador dessa classe de bens. Entretanto, como evidenciado para os bens dos demais segmentos tecnológicos, sua influência sobre as exportações de produtos baseados em ciência é bastante reduzida.

Por último, passando para a análise dos bens classificados como diferenciados, o que se tem é que as regressões mais adequadas, segundo os testes de endogeneidade e de Hausman (1978), são as apresentadas nas colunas (6) das Tabelas 15 e 16. A validade dos instrumentos é aceita pelos testes de Kleibergen-Paap e de Cragg-Donald Wald. No mais, a Tabela 15 contém uma coluna a mais referente ao estimador Prais-Winsten, devido à questão da autocorrelação (Tabela 6 em anexo).

No que se refere ao câmbio, o que se observa, pelos resultados da regressão exibidos na coluna (6) da Tabela 15, é que uma elevação na sua taxa de crescimento em um ponto percentual aumenta o crescimento das exportações de bens classificados como diferenciados em 0,09 ponto percentual.

Já para o período de 1999-2007, a variável apresentou valores negativos a 5% de significância. Isto é, para essa amostra, os resultados indicam que a variável câmbio real afeta negativamente o volume exportado de bens classificados como diferenciados. O resultado da regressão (6) indica, objetivamente, que quando a taxa de crescimento do câmbio se eleva em um ponto percentual a taxa de crescimento das exportações desse segmento se reduz em 0,8 ponto percentual. Mais uma vez, esses resultados são estatisticamente diferentes, conforme demonstra o resultado do teste de Wald apresentado na Tabela 12 em anexo.

TABELA 15. Exportações brasileiras de bens classificados como Diferenciados: 1991-1998

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ΔLnRER	-0.031551 (0.157075)	0.065819 (0.01338)***	0.0656512 (0.013890)***	0.006568 (0.2187229)	0.0905002 (0.018609)***	0.0902913 (0.019650)***	0.0275641 (0.0369609)
ΔLnYY	0.045011 (6.064444)	1.862479 (0.724741)**	1.859754 (0.73874)**	-0.732498 (14.27524)	3.429695 (1.725064)**	3.412717 (1.820197)*	0.4955883 (1.01109)
ΔLnPOP	-0.115768 (0.062143)*	-0.002168 (0.004865)	-0.002389 (0.003900)	-0.113456 (0.066872)*	0.004430 (0.009161)	0.004117 (0.009617)	-0.006347 (0.022449)
Distância ²	-1.12e-07 (4.43e-08)**	-	-	-1.12e-07 (4.77e-08)**	-	-	-4.50e-08 (2.83e-08)
Const	23.9341 (1.92030)***	19.97494 (0.14367)***	19.98094 (0.800208)***	23.95641 (1.967202)***	19.73462 (0.292076)***	19.7439 (0.596819)***	20.44915 (0.802499)***
N	48	48	48	42	42	42	48
R ² (overall)	0.124	0.0028	0.0029	0.1226	0.001	0.0011	0.9849
R ² (within)	-	0.4650	0.465	-	0.3497	0.4465	-
R ² (between)	-	0.0006	0.0005	-	0.0016	0.0016	-
F	-	28.80	-	-	1521.61	-	-
Prob > F	-	0.0014	-	-	0.0000	-	-
Hausman	-	11.94631	-	-	0.008016	-	-
Prob > X ²	-	0.0076	-	-	0.9998	-	-
Endog. ΔLnRER	-	3.407	-	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0892	-	-	-	-	-
Endog. ΔLnYY	-	6.151	-	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0183	-	-	-	-	-

Fonte: Elaboração Própria

Notas: Regressões: (1) Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), robusto. (2) Mínimos Quadrados Variável *Dummy* (LSDV), robusto. (3) Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), robusto. (4) Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), robusto. (5) Efeitos Fixos com a utilização de variáveis instrumentais. (6) Mínimos Quadrados Generalizados em Dois Estágios (MQG2E). (7) Mínimos Quadrados Generalizados Factível completo – estimador Prais-Winsten. ΔLnRER é a primeira diferença do logaritmo natural do câmbio real bilateral, ΔLnYY é a primeira diferença do logaritmo natural do produto dos PIB do Brasil e de cada bloco, ΔLnPOP é a primeira diferença do logaritmo natural do produto das populações do Brasil e de cada bloco, Distância² é a distância entre o Brasil e cada um dos blocos elevada ao quadrado e C é a constante. *** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%.^a O teste F testa a hipótese que todas as variáveis *dummies* sejam iguais a zero, ou seja, MQO e efeitos fixos são consistentes, mas efeitos fixos é preferível. ^b Teste para Efeitos Fixos versus Efeitos Aleatórios: sob Ho, painel com efeitos aleatórios é eficiente. A rejeição de Ho implica que o método de efeitos fixos seja mais eficiente que efeitos aleatórios. ^c Teste de Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade: sob Ho, a regressão por MQO é consistente, ou seja, não há presença de endogeneidade.

TABELA 16. Exportações brasileiras de bens classificados como Diferenciados: 1999-2007

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ΔLnRER	0.3459363 (0.303922)	0.0486602 (0.0955223)	0.0495346 (0.0915686)	-0.8376884 (1.932339)	-3.142528 (19.01816)	-0.8187338 (0.325854)**
ΔLnYY	-7.018203 (3.45969)**	4.586234 (0.9184717)***	4.591291 (0.8989917)***	0.5966238 (20.72075)	179.4556 (969.5052)	22.23222 (24.93888)
ΔLnPOP	-0.381446 (0.031464)***	-0.112095 (0.033207)**	-0.111540 (0.035587)***	-0.394658 (0.035613)***	2.326312 (13.39794)	-0.113240 (0.054270)**
Distância ²	-2.99e-07 (2.09e-08)***	-	-	-2.94e-07 (3.60e-08)***	-	-
Const	32.45963 (0.9339314)***	22.81876 (0.7929746)***	22.80506 (0.8723789)***	32.12081 (1.977999)***	-48.5461 (392.5721)	21.5577 (1.646614)***
N	54	54	54	48	48	48
R ² (overall)	0.7554	0.1136	0.1136	0.701	0.0646	0.058
R ² (within)	-	0.6048	0.6048	-	-	0.4362
R ² (between)	-	0.0910	0.091	-	0.0886	0.0456
F	-	10.57	-	-	1.11	-
Prob > F	-	0.0132	-	-	0.3668	-
Hausman	-	0.071739	-	-	0.085139	-
Prob > X ²	-	0.9950	-	-	0.9936	-
Endogeneidade ΔLnRER	-	3.002	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0832	-	-	-	-
Endogeneidade ΔLnYY	-	8.72	-	-	-	-
Prob > X ²	-	0.0031	-	-	-	-

Fonte: Elaboração Própria

Notas: Regressões: (1) Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), robusto. (2) Mínimos Quadrados Variável *Dummy* (LSDV), robusto. (3) Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), robusto. (4) Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), robusto. (5) Efeitos Fixos com a utilização de variáveis instrumentais. (6) Mínimos Quadrados Generalizados em Dois Estágios (MQG2E). ΔLnRER é a primeira diferença do logaritmo natural do câmbio real bilateral, ΔLnYY é a primeira diferença do logaritmo natural do produto dos PIB do Brasil e de cada bloco, ΔLnPOP é a primeira diferença do logaritmo natural do produto das populações do Brasil e de cada bloco, Distância² é a distância entre o Brasil e cada um dos blocos elevada ao quadrado e C é a constante. *** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%.^a O teste F testa a hipótese que todas as variáveis *dummies* sejam iguais a zero, ou seja, MQO e efeitos fixos são consistentes, mas efeitos fixos é preferível. ^b Teste para Efeitos Fixos versus Efeitos Aleatórios: sob H₀, painel com efeitos aleatórios é eficiente. A rejeição de H₀ implica que o método de efeitos fixos seja mais eficiente que efeitos aleatórios. ^c Teste de Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade: sob H₀, a regressão por MQO é consistente, ou seja, não há presença de endogeneidade.

Em relação à variável PIB, observando o resultado para o período de 1991-1998, ela apresentou significância estatística à 10%, sendo que um aumento de um ponto percentual em seu crescimento faz com que o crescimento das exportações brasileiras de bens diferenciados aumentem em 3,4 pontos percentuais. Já para o segundo período analisado seu coeficiente não foi significativo na regressão apresentada na coluna (6).

A variável população, considerando o primeiro período (Tabela 15), não apresentou resultado significativo pelo método mais indicado para a análise desse segmento. Contudo, para o período de 1999-2007, observa-se que seu aumento leva a uma redução no volume exportado de bens diferenciados.

Quanto à variável distância, em ambos os períodos ela se mostrou negativamente relacionada com as exportações de bens diferenciados. Contudo, mais uma vez, seu grau de influência sobre o segmento exportador é pequeno.

Por último, cabe observar que, como ocorrido para esse segmento na análise do período completo, a especificidade de cada bloco com quem o Brasil transaciona parece bastante relevante para o resultado exportador desse categoria, dado que as alterações nos coeficientes ao se comparar as regressões (1) e (4) das Tabelas 15 e 16 com as demais são bastante fortes.

Conforme os resultados indicam, a relação entre câmbio real e exportações por intensidade tecnológica é diferente para períodos de relativa apreciação cambial e períodos de relativa depreciação. O resumo dessas relações é apresentado na Tabela 17.

No que se refere ao período de relativa apreciação cambial, 1991 a 1998, os resultados indicam que, como o encontrado para o período completo, os bens de mais alto nível tecnológico foram os mais afetados pelo câmbio, mas os de baixo grau tecnológico também se mantiveram influenciados positivamente por ele. Dessa forma, novamente não se pode atestar a máxima efetividade no cumprimento do objetivo de diversificação da pauta e da estrutura produtiva da taxa de câmbio (relativamente apreciada) vivenciada pelo país no período.

TABELA 17. Resumo resultados para a taxa de câmbio: 1991-1998 VS 1999-2007

Nível Tecnológico	Setor Tecnológico	1991-1998 RER	1999-2007 RER
Baixo	Recursos Naturais	0.1493954***	-0.6025513**
	Intensivo em Trabalho	-	-
Médio	Intensivo em Escala	-	-
Alto	Diferenciada	0.0902913***	-0.8187338**
	Baseado em Ciência	0.2899816***	-1.231544*

Fonte: Elaboração Própria

Nota: Os valores apresentados são os coeficientes estimados. As células em branco indicam que o resultado gerado pelo mais adequado método, apontado pelos testes de endogeneidade e de Hausman (1978), não foi significativo. *** significante a 1%, ** significante a 5%, *significante a 10.

Já no período de relativa depreciação cambial os resultados encontrados demonstram uma situação oposta àquela até então observada. Nesse período a taxa de câmbio aparece afetando negativamente o resultado exportador dos segmentos tecnológicos, indicando um possível esgotamento dos incentivos às exportações via taxa de câmbio. Conforme colocam Bastourre, Espora e Casanova (2011, p. 25)

“[...] uma estratégia de TRC alta e competitiva será funcional ao processo de desenvolvimento sempre e quando se puder demonstrar que ela conduz ao impulso desse setor transacionável.”

Sendo assim, os resultados parecem indicar que uma depreciação cambial relativamente elevada¹⁶ não só faz com que o câmbio deixe de ser capaz de impulsionar o resultado comercial brasileiro, como também o prejudica. Tais resultados estão em consonância com os encontrados por Jongwanich (2009), que encontra, para diversas economias, evidência da existência de uma relação negativa entre o desalinhamento cambial e o comércio internacional, indicando que grandes depreciações também são prejudiciais ao crescimento.

Os resultados aqui encontrados ainda geram indícios de que não somente todos os segmentos são negativamente afetados pelo câmbio excessivamente depreciado, como também de que o setor mais prejudicado é o de produtos baseados

¹⁶ Entre 1999 e 2007 o valor médio da taxa de câmbio real efetiva, Gráfico 4, foi em torno de 116, já para o período completo a média foi de 96,2

em ciência, ou seja, um dos que compõem o grupo de bens mais intensivos em tecnologia.

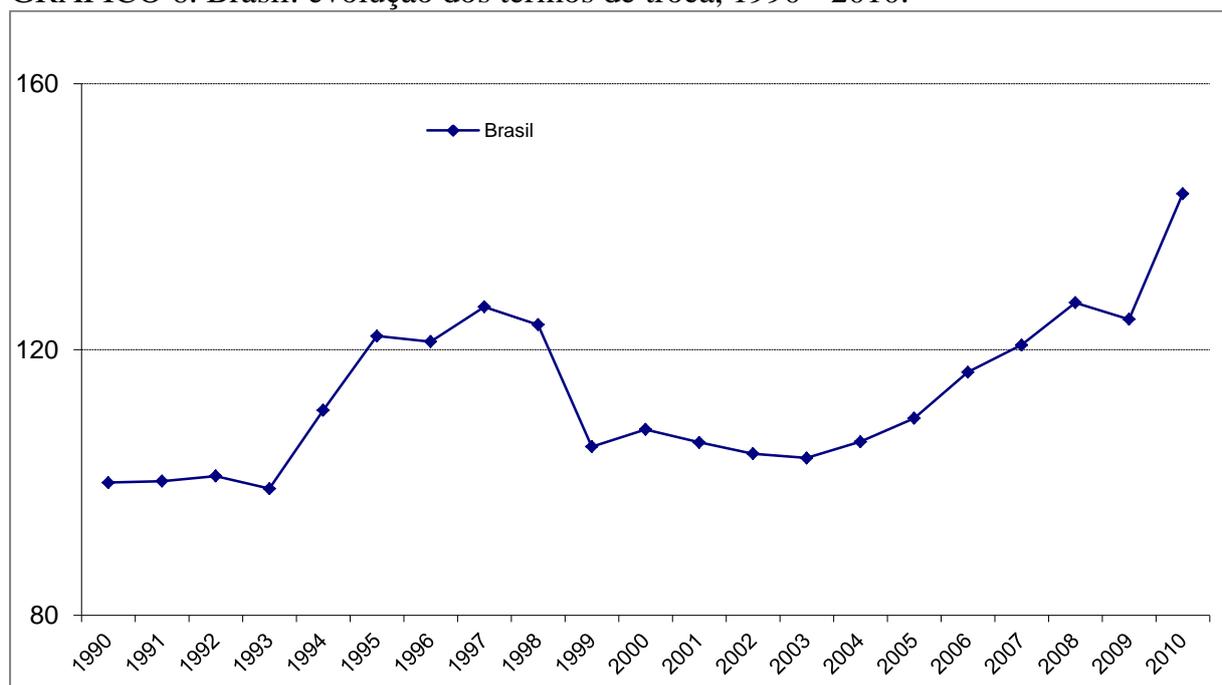
Contudo, é preciso considerar que uma relação negativa entre câmbio e exportações é bastante inesperada em termos teóricos. Uma possível explicação para tal efeito negativo é o fenômeno conhecido na literatura como curva J. De acordo com tal hipótese, no curto prazo, o resultado da balança comercial piora diante de um choque de desvalorização do câmbio, voltando a melhorar depois de certo período de tempo (se enquadrando, então, na condição de Marshall-Lerner). Segundo a literatura, essa rigidez do ajuste tem dois principais motivos: a existência de contratos de câmbio; e a existência de um hiato temporal no processo de tomada de decisão dos agentes frente à alteração ocorrida, que provoca um atraso no ajuste da capacidade produtiva.

Considerando o caso brasileiro, o que se verifica é que no ano de 2002 uma forte desvalorização cambial foi vivenciada pelo país, de forma que é possível que a economia ainda estivesse sobre o efeito da Curva J em parte do período compreendido entre 2002 e 2007. Dessa maneira, os resultados econométricos para o período podem ter sido influenciados de forma relevante por essa fase, onde as exportações possivelmente diminuiriam, mas voltariam a aumentar em momentos futuros.

No mais, o maior coeficiente negativo encontrado para o segmento de bens baseados em ciência, pode ser decorrência da melhora nos termos de troca dos bens primários vivenciada pelo país a partir do ano de 2004 (Gráfico 6).

Em termos teóricos, essa melhora tende a depreciar o câmbio real e a impulsionar as exportações de bens primários. Dessa maneira, o incentivo a essa categoria de exportações pode ter compensado parte do efeito sobre ela das consequências da curva J e, ainda, ter impulsionado a diminuição das exportações dos outros segmentos (já prejudicados pelas implicações da curva J).

GRÁFICO 6. Brasil: evolução dos termos de troca, 1990 - 2010.



Fonte e Elaboração: Cepal

Outra possível explicação para a maior magnitude do coeficiente negativo do câmbio sobre as exportações de bens baseados em ciência é a maior participação que países como China e Índia têm apresentado nos resultados comerciais do Brasil. Nos últimos anos, tais países têm importado do Brasil volumes maiores de bens baseados em recursos naturais, de forma que é possível que, em termos relativos, essa maior demanda de bens básicos tenha afetado negativamente as exportações de bens mais intensivos em tecnologia.

Sendo assim, é importante ressaltar que os resultados encontrados não permitem concluir que desvalorizações cambiais sejam prejudiciais ao resultado exportador brasileiro. Eles apenas dão indícios de que episódios de grande depreciação podem gerar para a economia implicações negativas (pelo menos durante um período de tempo) sobre seu resultado exportador.

Em relação às demais variáveis, os resultados indicam que o PIB afeta positivamente os segmentos de maior nível tecnológico, entretanto os coeficientes das demais classes não foram significativos pelo método mais indicado pelos testes, de

maneira que a comparação entre as diferentes classes tecnológicas não pode ser efetuada.

A variável população, no exame do primeiro subperíodo, também não apresenta significância estatística nos coeficientes estimados pelo método mais recomendado para a análise. Apenas no segundo subperíodo a maioria dos coeficientes gerados pelo método indicado foram significativos. Sendo assim, tomando como base esse período, verifica-se que o setor mais negativamente afetado pelo tamanho da população é o de bens baseados em ciência, ou seja, quanto maior a população, menores são as quantidades de bens dessa categoria exportadas, relativamente às demais classes tecnológicas. Aqui, mais uma vez, o resultado pode decorrer do “efeito” Índia e China.

De toda forma, esse resultado não se mostra favorável à mudança da estrutura produtiva em direção aos bens mais intensivos em tecnologia, dado que um dos principais passos para a consolidação dessa alteração, segundo as proposições estruturalistas, é a estabilização do setor em questão no comércio internacional.

Por último, examinando a variável distância, observa-se que ela afeta negativamente as exportações de todos os segmentos. Considerada em modelos de comércio internacional como uma *proxie* para os custos de transação, percebe-se que para nenhuma das classes tecnológicas esses custos se mostraram elevados.

5 CONCLUSÃO

De acordo com as proposições estruturalistas a diversificação da estrutura produtiva em direção a bens de maior teor tecnológico é um dos principais elementos responsáveis pelo crescimento econômico de um país. Sendo assim, uma das questões chave que se levanta é como a alteração da estrutura de produção pode ser efetivada na economia, dados os seus condicionantes.

Uma das respostas à essa questão mais recorrentemente mencionada na literatura estruturalista é o caminho via pauta de exportações. Segundo esse argumento, a consolidação dos setores mais intensivos em tecnologia no comércio

internacional fará com que eles também se consolidem na estrutura de produção, mudando paulatinamente o cerne no qual a estrutura do país se sustenta.

Dessa forma, um dos fatores relevantes na determinação da estrutura produtiva de uma economia é a alteração de sua pauta de exportações, ou seja, como a gama de produtos exportados pode ser direcionada para bens mais intensivos em tecnologia. Nesse ponto, um dos meios mencionados como instrumento de alteração é a taxa de câmbio real. Especificamente, a taxa de câmbio será um instrumento importante na alteração da pauta de exportações e, conseqüentemente, da estrutura produtiva, se ela se mostrar uma variável impulsionadora do comércio de bens de maior teor tecnológico.

Com base nesse arcabouço, o presente estudo buscou analisar, através de uma análise empírica com o emprego de uma especificação baseada em modelos gravitacionais e da metodologia de dados em painel, a primeira dessas relações, ou seja, como a TCR vivenciada pelo Brasil entre os anos de 1985 e 2007 afetou os diferentes segmentos exportadores, separados pelo grau tecnológico embutido nos bens comercializados.

Os resultados indicam que, ao longo do período 1985-2007, a taxa de câmbio afetou de forma relevante os bens classificados no grupo de alto teor tecnológico. Entretanto, constatou-se que ela também foi importante para as exportações de produtos intensivos em recursos naturais. Dessa forma, em certa medida, a estrutura da pauta de exportação foi incentivada pela taxa de câmbio a se alterar em direção aos bens de maior grau tecnológico, contudo, tal efeito pode ter sido parcialmente compensado pelo incentivo também dado aos produtos baseadas em recursos naturais.

Em relação às análises realizadas considerando os dois subperíodos, os resultados indicaram que no período em que a economia vivenciou um aumento abrupto na taxa de câmbio, efeitos negativos sobre as exportações dos diferentes segmentos foram gerados. Entretanto, tais resultados podem ter sido influenciados por fatores relacionados, por exemplo, à hipótese da curva J e à melhora dos termos de troca dos bens primários.

Adicionalmente, atestou-se que desvalorizações moderadas são benéficas para o propósito de alteração da estrutura produtiva da economia, na medida em que, apesar de incentivarem o comércio de produtos de menor teor tecnológico, incentivam de forma mais impetuosa o comércio de bens baseados em processos de produção que envolvem maiores níveis tecnológicos.

Dessa forma, buscando incentivar o processo de mudança estrutural, os resultados aqui encontrados apontam na direção da manutenção de uma taxa de câmbio depreciada. Contudo, é preciso atentar para os momentos de grandes desvalorizações súbitas, que demonstraram ser prejudiciais a tal objetivo.

Sendo assim, visando o crescimento de longo prazo através da alteração da estrutura produtiva, cabe ao governo utilizar dos mecanismos a sua disposição para manter a taxa de câmbio real em patamar adequado a tal meta. Além disso, é fundamental que as flutuações do mercado de câmbio sejam acompanhadas de perto, na medida em que na presença de indícios de instabilidade que possam gerar grandes e bruscas desvalorizações, o governo deve estar pronto para intervir.

Adicionalmente, os resultados aqui encontrados abrem espaço para futuras pesquisas quanto a esse “patamar adequado”, relacionando a ele o grau de volatilidade da taxa de câmbio real.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGOSIN, M.. *Export Diversification and Growth in Emerging Economies*. Working Paper No. 233. Departamento de Economia, Universidade do Chile, 2007.

AGUIRRE, A.; CALDERÓN, C.. *Real Exchange Rate Misalignment and Economic Performance*. Documentos de Trabalho do Banco Central do Chile, no. 315, 2005.

ARNDT, S; HUEMER, A.. *Trade, Production Networks and The Exchange Rate*. Lowe Institute of Political Economy, Claremont McKenna College, Claremont, California, 2004.

AZEVEDO, A. F. Z.. **O Efeito do Mercosul Sobre o Comércio: Uma análise com o modelo gravitacional**. Pesquisa e Planejamento Econômico, Vol. 34, n. 2, 2004.

BANCO MUNDIAL. *World Development Indicators*. Disponível em CD. Washington, Banco Mundial, 2007.

BALDWIN, R.; KRUGMAN, P.. *Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks*. Quarterly Journal of Economics, Vol. 419, p. 635–654, 1989.

BASTOURRE, D.; ESPORA, A.; CASANOVA, L.. *Tipo de Cambio Real y Crecimiento: Síntesis de la Evidencia y Agenda de Investigación*. Documentos de Trabalho da Universidade Nacional de La Plata, n.82, 2011.

BERG, A.; MIAO, Y.. *The Real Exchange Rate and Growth Revisited: The Washington Consensus Strikes Back?*. Fundo Monetário Internacional, Documento de Trabalho 10/58, 2010.

BERGSTRAND, J. H.. *The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence*. The Review of Economics and Statistics, Vol. 67, n. 3, p. 474-481, 1985.

BERTHOU, A.. *An Investigation on the Effect of Real Exchange Rate Movements on OECD Bilateral Exports*. Banco Central Europeu, documento de trabalho n.920, 2008.

BITTENCOURT, M. V. L.; LARSON, D. W.; THOMPSON, S. R.. **Impactos da Volatilidade da Taxa de Câmbio no Comércio Setorial do Mercosul**. Estudos Econômicos, Vol. 37, n. 4, p. 791-816, 2007.

CANGUSSU, R. C.; SALVATO, M. A.; NAKABASHI, L.. **Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW versus Mincer**. Estudos Econômicos, Vol. 40, n.1, p 153-183, 2010.

CEPAL. **Bases de Dados e Publicações Estatísticas**. Disponível em: <
<http://websie.eclac.cl/infest/ajax/cepalstat.asp?carpeta=estadisticas>>. Acesso em:
 08/01/2012.

_____. *Estudio Económico de América Latina y el Caribe 2005-2006*. CEPAL, Santiago de Chile, 2006.

CIMOLI, M.. *Exchange Rate and Productive Structure in a Technological Gap Model*. Economic Notes, Vol. 21, Monte dei Paschi, Siena, 1992.

CIMOLI, M.; FLEITAS, S.; PORCILE, G.. *The Real exchange Rate, the Structure of Exports and Growth in the Post-War Period*. Congresso Annual da Associação de História Econômica do Uruguai. Montevideú, 2011.

CIMOLI, M.; PORCILE, G; ROVIRA, S.. *Structural Change and the BOP-Constraint: Why did Latin America fail to converge?* Cambridge Journal of Economics, 2009.

COLACELLI, M.. *Export Responses to Real Exchange Rate Fluctuations: Development Status and Exported Good Effects*. Mimeo, Columbia University. 2008.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G. *Estimation and Inference in Econometrics*. Nova York: Oxford University Press, 1993.

DEARDORFF, A.. *Determinants of bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?*. National Bureau of Economic Research, p. 7-32, 1998.

EVENETT, S. J.; KELLER, W.. *On Theories Explaining the Success of the Gravity Equation*. Journal of Political Economy, Vol. 110, n. 2, 2002.

GREENE, W. H.. *Econometric Analysis*. Nova Jersey: Pearson Prentice Hall, 6^a Edição, , 2008.

GREMAUD, A. P.; SANDOVAL, M. A. *Economia Brasileira Contemporânea*. 4^a Edição. São Paulo: Atlas, 2002.

HAUSMAN, J. A.. *Specification Tests in Econometrics*. Econometrica, Vol. 46, n. 6, p. 1251-1271, 1978.

_____. *Specification and Estimation of Simultaneous Equation Models*. Handbook of Econometrics, Vol. 1, 1983.

HAUSMANN, R.; HWANG, J., RODRIK, D.. *What You Export Matters*. Working Paper n°123. Center for International Development, Harvard University, 2005.

HAUSMANN, R; RODRIK, D.. *Economic Development as Self-Discovery*. Journal of Development Economics, n.72(2), p. 603-633, 2003.

HELPMAN, E.. *Imperfect Competition and International Trade: Evidence from Fourteen Industrial Countries*. Journal of the Japanese and International Economies, p. 62-81, 1987.

IPEA (INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICA APLICADA). **Ipeadata**. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?65370046>. Acesso em: 02/05/2009.

JONGWANICH, J. **Equilibrium Real Exchange Rate, Misalignment, and Export Performance in Developing Asia**. Asian Development Bank, 2009.

JOHNSON, S.; OSTRY, J.; SUBRAMANIAN, A.. *The Prospects for Sustained Growth in Africa: Benchmarking the Constraints*. Working Paper 07/52. International Monetary Fund, Washington, DC. 2007.

JONES, B.; OLKEN B..*The Anatomy of Start-Stop Growth*. NBER Working paper, n. 11528, 2005.

KRUGMAN, P.. *The Narrow Moving Band, the Dutch Disease, and the Competitive Consequences of Thatcher: Notes on Trade in the Presence of Dynamic Scale Economies*. Journal of Development Economics, Vol. 27, 1987.

LEUSIN JR., S.; AZEVEDO, A. F. Z.. **O Efeito Fronteira das Regiões Brasileiras: Uma Aplicação do Modelo Gravitacional**. Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia, 2008.

MANN, L. C.; PLÜCK, K.. *Understanding the US Trade Deficit – A Disaggregated Perspective*. NBER Working paper, n.10726, 2007.

MDIC (MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR). **Estatísticas de comércio exterior – DEPLA**. Disponível em: <<http://www.desenvolvimento.gov.br/sitio/interna/index.php?area=5>>. Acesso em: 12/10/2011.

NAKABASHI, L; CRUZ, M. J. C; SCATOLIN, F. D. **Efeitos do câmbio e juros sobre as exportações da indústria brasileira**. Revista de Economia Contemporânea, v. 12, n. 3, p. 393-598, 2008

NASSIF, A. **Há evidências de desindustrialização no Brasil?** Texto para Discussão do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), n. 108, 2006.

OBSERVATÓRIO NACIONAL. **A Força Gravitacional**. Ministério da Ciência e Tecnologia. Disponível em:

<http://www.on.br/site_edu_dist_2011/site/conteudo/modulo1/2-fisica_para_compreender_estrelas/cap3-forcas-fundamentais/2-forca-gravitacional.html>. Acesso em: 15/11/2011.

PEDRONI, P.. *Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels With Multiple Regressors*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1999.

PIERMARTINI, R.; THE, R.. *Demystifying Modelling Methods for Trade Policy*. WTO Discussion Papers, n. 10, 2005.

PREBISCH, R. *The economic development of latin america and its principal problem*. ECLA, New York, 1949.

PWT (PEN WORLD TABLE). Universidade da Pensilvânia. Filadélfia, 2010.

ROCHA, M.; BARBI, F.. **Determinantes do Desalinhamento Cambial**: Uma análise com cointegração em painel. XXXVII Encontro Nacional de Economia, 2009.

ROCHA, M; CURADO, M; DAMIANI, D.. **Taxa de câmbio real e crescimento econômico**: uma comparação entre economias emergentes e desenvolvidas. Revista de Economia Política, v. 31, n. 4, p. 528-550, 2011.

RODRIK, D.. *The Real Exchange Rate and Economic Growth*. Brookings Papers on Economic Activity, p. 365-412, 2008.

THIRLWALL, A. P. **A natureza do crescimento econômico**: um referencial alternativo para compreender o desempenho das nações. Brasília: IPEA, 2005.

TINBERGEN, J.. *Shaping the world economy*. Twenty-Century Fund, Nova York, 1962.

TRADE CAN. **Cepal**. Disponível em CD. 2009.

ANEXOS

TABELA 1. Testes de raiz unitária em painel de dados: 1985-2007

Variáveis	Levin, Li e Chu	Breitung	IPS	ADF	PP	Conclusão
Inx_RN	-1.37753 (0.0842)	1.74063 (0.9591)	-1.08112 (0.1398)	25.3923 (0.0131)	5.30403 (0.947)	I (1)
Inx_IntESC	-2.24326 (0.0124)	-1.7329 (0.0416)	-2.23509 (0.0127)	25.1604 (0.0141)	2.17346 (0.9991)	I(0)
Inx_IntTRB	-2.73477 (0.0031)	-1.19641 (0.1158)	-2.65131 (0.004)	28.3353 (0.0049)	4.52204 (0.9721)	I(0)
Inx_BC	0.70268 (0.7589)	-1.39343 (0.0817)	-0.90346 (0.1831)	16.0595 (0.1885)	13.4854 (0.3348)	I(1)
Inx_DF	-3.28198 (0.0005)	0.74239 (0.7711)	-2.83307 (0.0023)	28.2768 (0.005)	6.17785 (0.9069)	I(0)
In_RER	-1.17424 (0.1201)	2.29699 (0.9892)	1.98623 (0.9765)	2.40903 (0.9985)	0.26988 (1.0000)	I(1)
In_YY	4.63219 (1.0000)	-1.82135 (0.0343)	2.1574 (0.9845)	3.94288 (0.9844)	7.71568 (0.8069)	I(1)
In_POP	-2.09208 (0.0182)	4.38366 (1.0000)	0.29384 (0.6156)	18.7433 (0.0949)	30.4708 (0.0024)	I(1)

Fonte: Elaboração Própria

Nota: Os resultados entre parênteses são os valores-p dos testes, que consideram interceptos (efeitos fixos) e tendências individuais. À variável distância o teste não é aplicável dada sua estrutura fixa no tempo. Ho: Presença de raiz unitária.

TABELA 2. Teste de cointegração em painel de Pedroni: 1985-2007

Painel	Teste Cointegração em Painel	Estatística do teste	Valor-p
RN	Painel v-Statistic	3.491508	0.0002
	Painel rho-Statistic	1.099841	0.8643
	Painel PP-Statistic	0.091773	0.5366
	Painel ADF-Statistic	-5.346987	0.0000
	Grupo rho-Statistic	1.812467	0.9650
	Grupo PP-Statistic	0.327397	0.6283
	Grupo ADF-Statistic	-5.400875	0.0000
DF	Painel v-Statistic	0.208218	0.4175
	Painel rho-Statistic	2.022327	0.9784
	Painel PP-Statistic	1.565444	0.9413
	Painel ADF-Statistic	-2.560596	0.0052
	Grupo rho-Statistic	2.808781	0.9975
	Grupo PP-Statistic	2.020866	0.9784
	Grupo ADF-Statistic	-3.391451	0.0003

Fonte: Elaboração Própria

Nota: As categorias "painel" e "grupo" possuem a mesma Ho de *não cointegração* ($\pi_i < 1$ para todo i , sendo π_i o coeficiente autorregressivo dos resíduos estimados sob a hipótese alternativa). A diferença entre as duas categorias reside na especificação da hipótese alternativa: para as estatísticas de painel a H1 é $\pi_i = 1$ e para todo i ; para as estatísticas de grupo a H1 é $\pi_i < 1$ para todo i .

TABELA 3. Testes de Multicolinearidade, Heterocedasticidade e Autocorrelação: 1985- 2007

Painel	Multicolinearidade*	Heterocedasticidade**		Autocorrelação***	
	VIF	Breusch-Pagan	Prob > X ²	Arellano-Bond AR(1)	Prob > z
Recursos Naturais	3.30	63.669	0.00	-1.48	0.14
Intensivo em Escala	3.30	87.839	0.00	-1.31	0.19
Intensivo em Trabalho	3.30	66.043	0.00	-0.95	0.34
Baseado em Ciência	3.30	38.183	0.00	-2.27	0.02
Diferenciada	3.30	81.484	0.00	-1.16	0.24

Fonte: Elaboração Própria

Notas: * Como regra prática a multicolinearidade só é considerada séria quando FIV > 10

** H0: Os distúrbios são homocedásticos

*** H0: Ausência de autocorrelação de primeira ordem

TABELA 4. Testes de raiz unitária em painel de dados: 1991-1998

Variáveis	Levin, Li e Chu	Breitung	IPS	ADF	PP	Conclusão
lnx_RN	6.33114 (1.0000)	2.36268 (0.9909)	1.94215 (0.9739)	1.12269 (1.000)	7.32539 (0.8354)	I(1)
lnx_IntESC	-20.727 (0.0000)	2.15002 (0.9842)	-1.33739 (0.0905)	27.1148 (0.0074)	28.7409 (0.0043)	I(0)
lnx_IntTRB	-13.6927 (0.0000)	0.47912 (0.6841)	-1.30031 (0.0967)	29.1334 (0.0038)	23.0059 (0.0277)	I(0)
lnx_BC	-1.72164 (0.0426)	1.07742 (0.8594)	0.44017 (0.6701)	8.24471 (0.7657)	19.7196 (0.0726)	I(1)
lnx_DF	-30.2459 (0.0000)	1.0142 (0.8448)	-1.96569 (0.0247)	26.5478 (0.0090)	36.6779 (0.0003)	I(0)
ln_RER	-7.41985 (0.0000)	1.68475 (0.954)	0.35785 (0.6398)	8.75147 (0.7240)	2.18425 (0.9991)	I(1)
ln_YY	-2.64321 (0.0041)	3.01366 (0.9987)	0.33741 (0.6321)	12.6532 (0.3947)	21.9903 (0.0376)	I(1)
ln_POP	8.90562 (1.0000)	1.74375 (0.9594)	3.17333 (0.9992)	7.0091 (0.8570)	20.0069 (0.0670)	I(1)

Fonte: Elaboração Própria

Nota: Os resultados entre parênteses são os valores-p dos testes, que consideram interceptos (efeitos fixos) e tendências individuais. À variável distância o teste não é aplicável dada sua estrutura fixa no tempo. Ho: Presença de raiz unitária.

TABELA 5. Teste de cointegração em painel de Pedroni: 1991-1998

Painel	Teste Cointegração em Painel	Estatística do teste	Valor-p
RN	Panel v-Statistic	-0.655395	0.7439
	Panel rho-Statistic	2.610319	0.9955
	Panel PP-Statistic	-8.158035	0.0000
	Panel ADF-Statistic	-	-
	Grupo rho-Statistic	2.877597	0.9980
	Grupo PP-Statistic	-18.16109	0.0000
	Grupo ADF-Statistic	-	-
BC	Panel v-Statistic	-1.867736	0.9691
	Panel rho-Statistic	2.048582	0.9797
	Panel PP-Statistic	-3.752836	0.0001
	Panel ADF-Statistic	-	-
	Grupo rho-Statistic	3.244517	0.9994
	Grupo PP-Statistic	-15.60555	0.0000
	Grupo ADF-Statistic	-	-

Fonte: Elaboração Própria

Nota: As categorias "painel" e "grupo" possuem a mesma H_0 de não cointegração ($\pi_i < 1$ para todo i , sendo π_i o coeficiente autorregressivo dos resíduos estimados sob a hipótese alternativa). A diferença entre as duas categorias reside na especificação da hipótese alternativa: para as estatísticas de painel a H_1 é $\pi_i = 1$ e para todo i ; para as estatísticas de grupo a H_1 é $\pi_i < 1$ para todo i .

TABELA 6. Testes de Multicolinearidade, Heterocedasticidade e Autocorrelação: 1991-1998

Painel	Multicolinearidade*	Heterocedasticidade**		Autocorrelação***	
	VIF	Breusch-Pagan	Prob > X^2	Arellano-Bond AR(1)	Prob > z
Recursos Naturais	4.06	58.642	0.02	-1.20	0.23
Intensivo em Escala	4.06	28.538	0.02	-1.87	0.06
Intensivo em Trabalho	4.06	42.985	0.00	-1.37	0.17
Baseado em Ciência	4.06	38.907	0.00	-1.21	0.23
Diferenciada	4.06	27.227	0.03	-2.06	0.04

Fonte: Elaboração Própria

Notas: * Como regra prática a multicolinearidade só é considerada séria quando FIV > 10

** H_0 : Os distúrbios são homocedásticos

*** H_0 : Ausência de autocorrelação de primeira ordem

TABELA 7. Testes de raiz unitária em painel de dados: 1999-2007

Variáveis	Levin, Li e Chu	Breitung	IPS	ADF	PP	Conclusão
Inx_RN	-4.33262 (0.0000)	1.84341 (0.9674)	-0.28415 (0.3881)	16.5071 (0.1691)	25.6099 (0.0122)	I(1)
Inx_IntESC	-6.88874 (0.0000)	2.27881 (0.9887)	-0.77376 (0.2195)	22.2302 (0.035)	20.3997 (0.0599)	I(0)
Inx_IntTRB	-6.35862 (0.0000)	1.44571 (0.9259)	-0.58472 (0.2794)	20.6941 (0.0550)	5.36768 (0.9446)	I(1)
Inx_BC	-0.28219 (0.3889)	2.11665 (0.9829)	1.3675 (0.9143)	4.84895 (0.9628)	11.5043 (0.4863)	I(1)
Inx_DF	-7.45233 (0.0000)	1.83179 (0.9665)	-0.16921 (0.4328)	19.808 (0.0708)	6.74885 (0.8738)	I(1)
In_RER	-10.9981 (0.0000)	-0.18879 (0.4251)	-0.98756 (0.1617)	23.7237 (0.0222)	1.25588 (1.0000)	I(1)
In_YY	0.10267 (0.5409)	2.49755 (0.9937)	1.4923 (0.9322)	1.23877 (1.0000)	0.45941 (1.0000)	I(1)
In_POP	-3.32062 (0.0004)	2.11613 (0.9828)	0.82697 (0.7959)	20.7457 (0.0542)	18.4302 (0.1032)	I(1)

Fonte: Elaboração Própria

Nota: Os resultados entre parênteses são os valores-p dos testes, que consideram interceptos (efeitos fixos) e tendências individuais. À variável distância o teste não é aplicável dada sua estrutura fixa no tempo. Ho: Presença de raiz unitária.

TABELA 8. Teste de cointegração em painel de Pedroni: 1999-2007

Painel	Teste Cointegração em Painel	Estatística do teste	Valor-p
RN	Panel v-Statistic	-1.197264	0.8844
	Panel rho-Statistic	2.829123	0.9977
	Panel PP-Statistic	2.331466	0.9901
	Panel ADF-Statistic	-3.84468	0.0001
	Grupo rho-Statistic	3.585273	0.9998
	Grupo PP-Statistic	1.525371	0.9364
	Grupo ADF-Statistic	-5.570919	0.0000
INTTRB	Panel v-Statistic	-1.319247	0.9065
	Panel rho-Statistic	3.517031	0.9998
	Panel PP-Statistic	2.881786	0.9980
	Panel ADF-Statistic	-3.254518	0.0006
	Grupo rho-Statistic	4.299703	1.0000
	Grupo PP-Statistic	1.093071	0.8628
	Grupo ADF-Statistic	-4.469597	0.0000
BC	Panel v-Statistic	-2.50179	0.9938
	Panel rho-Statistic	2.134972	0.9836
	Panel PP-Statistic	-4.622653	0.0000
	Panel ADF-Statistic	1.090659	0.8623
	Grupo rho-Statistic	3.059288	0.9989
	Grupo PP-Statistic	-7.735476	0.0000
	Grupo ADF-Statistic	-0.154466	0.4386
DF	Panel v-Statistic	-1.757895	0.9606
	Panel rho-Statistic	2.920714	0.9983
	Panel PP-Statistic	1.828695	0.9663
	Panel ADF-Statistic	-2.955265	0.0016
	Grupo rho-Statistic	3.985582	1.0000
	Grupo PP-Statistic	1.406354	0.9202
	Grupo ADF-Statistic	-4.057174	0.0000

Fonte: Elaboração Própria

Nota: As categorias "painel" e "grupo" possuem a mesma H_0 de não cointegração ($\pi_i < 1$ para todo i , sendo π_i o coeficiente autorregressivo dos resíduos estimados sob a hipótese alternativa). A diferença entre as duas categorias reside na especificação da hipótese alternativa: para as estatísticas de painel a H_1 é $\pi_i = 1$ e para todo i ; para as estatísticas de grupo a H_1 é $\pi_i < 1$ para todo i .

TABELA 9. Testes de Multicolinearidade, Heterocedasticidade e Autocorrelação: 1999-2007

Painel	Multicolinearidade*	Heterocedasticidade**		Autocorrelação***	
	VIF	Breusch-Pagan	Prob > X ²	Arellano-Bond AR(1)	Prob > z
Recursos Naturais	4.44	39.537	0.00	0.56	0.58
Intensivo em Escala	4.44	175.91	0.00	-0.68	0.49
Intensivo em Trabalho	4.44	38.495	0.00	-0.60	0.55
Baseado em Ciência	4.44	30.184	0.01	-1.45	0.15
Diferenciada	4.44	38.162	0.00	-0.90	0.37

Fonte: Elaboração Própria

Notas: * Como regra prática a multicolinearidade só é considerada séria quando FIV > 10

** H0: Os distúrbios são homocedásticos

*** H0: Ausência de autocorrelação de primeira ordem

TABELA 10. Teste de Wald de comparação entre segmentos do coeficiente da TRC: 1985-2007

Segmento	RN	IntESQ	BC
RN	n.r		
IntESQ	r **	n.r	
BC	r***	r***	n.r

Fonte: Elaboração Própria

Nota: H0: Coeficientes são estatisticamente iguais. n.r = não rejeita; r=rejeita. *** significante a 1%, ** significante a 5%, *significante a 10%.

TABELA 11. Teste de Wald de comparação entre segmentos do coeficiente do PIB: 1985-2007

Segmento	RN	IntTRB	IntESQ	DF
RN	n.r			
IntTRB	n.r	n.r		
IntESQ	n.r	n.r	n.r	
DF	n.r	n.r	n.r	n.r

Fonte: Elaboração Própria

Nota: H0: Coeficientes são estatisticamente iguais. n.r = não rejeita; r=rejeita. *** significante a 1%, ** significante a 5%, *significante a 10%.

TABELA 12. Teste de Wald de comparação entre períodos do coeficiente da TRC: 1991-1998 VS 1999-2007

Segmento	RN		DF		BC	
	1991-1998	1999-2007	1991-1998	1999-2007	1991-1998	1999-2007
1991-1998	n.r		n.r		n.r	
1999-2007	r***	n.r	r***	n.r	r***	n.r

Fonte: Elaboração Própria

Nota: H0: Coeficientes são estatisticamente iguais. n.r = não rejeita; r=rejeita. *** significante a 1%, ** significante a 5%, *significante a 10%.